Labour Canada
Travail Canada

Discussion Paper

THE DETERMINANTS OF CONTRACT DURATION

Canada

86-1272/

DISCUSSION PAPER

THE DETERMINANTS OF CONTRACT DURATION

by

L.N. Christofides

Economics and Industrial
Relations Research Branch

Direction de l'économique et
de la recherche en relations
industrielles

January, 1985

Published under authority of the Minister of Labour
Government of Canada

Également disponible en français sous le titre
Les déterminants de la durée des conventions

Additional copies of the study may be obtained from:

Publications Distribution Centre
Labour Canada, Ottawa, Ontario K1A 0J2
(819) 994-0543

Labour Canada Catalogue No. L48-0238/84E

©Minister of Supply and Services Canada 1985

Cat. No. L31-58/1985E
ISBN 0-662-13802-3

Printed in Canada

PREFACE

Research and analysis concerning the terms and conditions of collective agreements have predominately focussed on the size of wage increases negotiated. These investigations of wage determination, whether institutional or quantitative in character, have recognized that staggered wage contracts may affect the speed with which wage settlements adjust to changing economic conditions. However, relatively little attention has been paid to contract duration and the factors which influence its variability. This study, completed under contract by Professor L. Christofides, investigates the determinants of contract duration from 1966 to 1981 using Labour Canada's wage settlement data.

Following a brief overview of differences in contract duration in selected industrialized countries, Professor Christofides examines the cross-sectional and time-series aspects of contract duration in Canada. He then proceeds with a review of the theoretical literature and investigates empirically the main determinants of contract length. He concludes that over the sample period, only 14 per cent of contracts were consistently of the same duration and that variability of contract duration across sectors may be attributable to differential costs of negotiating agreements. The empirical results also suggest that inflation uncertainty and the Anti-Inflation Program shortened contract length significantly.

The general policy implication arising from this study is that the speed of response to new policies and their impact on the economy are related to the average length of contracts. In the Canadian situation, with relatively long contract duration, the employment effects of policy changes will tend to be experienced before the wages adjust. Disinflationary policies will therefore tend to increase unemployment before wages respond -- unless the policy shortens contract length as it did in the Anti-Inflation Program. On the other hand, if contracts remain relatively long, reflationary policies will increase employment before wages accelerate.

CONTENTS

	Page
SECTION ONE	
Introduction	1
SECTION TWO	
An Historical Perspective and Some International Comparisons	4
SECTION THREE	
The Cross-Sectional Variation in Contract Duration	13
SECTION FOUR	
The Temporal Behavior of Contract Duration	19
SECTION FIVE	
A Review of the Theoretical and Empirical Literature	33
SECTION SIX	
The Determinants of Contract Duration	37
SECTION SEVEN	
Summary and Policy Implications	45
APPENDIX	
Wage Chronologies	49
BIBLIOGRAPHY	60

TABLES

Table 1 - USA : Duration of Major Union Contracts in Effect 6

Table 2 - USA : Duration of Major Union Contracts in Effect : All Industries 7

Table 3 - USA : Duration of Major Union Contracts in Effect : Manufacturing 7

Table 4 - USA : Duration of Major Union Contracts in Effect : Non-Manufacturing 8

Table 5 - Canada : Contract Duration of New Wage Agreements : 1953-1966 9

Table 6 - Canada : Contract Duration of New Wage Agreements : 1967-1981 10

Table 7 - Federal Republic of Germany : Number of Employees Under Contract, by Duration 12

Table 8 - The Variation of Contract Duration 14

Table 9 - Frequency Distribution of Contract Length 15

Table 10 - The Cross Sectional Variation of Contract Duration 16

Table 11 - Contract Duration During Three Sub-Periods 20

Table 12 - Average Contract Duration 22

Table 13 - Private Sector : Contracts and Average Contract Length, by Quarter..... 24

Table 14 - Public Sector : Contracts and Average Contract Length, by Quarter 26

Table 15 - The Proportion of Chronologies With a Zero Standard Deviation of Duration 31

Table 16 - The Proportion of Chronologies With a Zero Standard Deviation of Duration by SIC Group 32

Table 17 - The Private Sector : The Determinants of Contract Length 42

Table 18 - The Public Sector : The Determinants of Contract Length 43

Table A1 - Private Sector : Contract Chronologies 51

Table A2 - Public Sector : Contract Chronologies 57

FIGURES

Figure 1 - Simple Annual Average Contract Length: Private Sector ... 28

Figure 2 - Employee-Weighted Annual Average Contract Length: Private Sector 28

Figure 3 - Simple Annual Average Contract Length: Public Sector 29

Figure 4 - Employee-Weighted Annual Average Contract Length: Public Sector 29

Figure 5 - Average Annual Inflation Uncertainty 39

AUTHOR'S ACKNOWLEDGEMENT

I wish to thank M. Mueller for many valuable suggestions and comments at various stages of this study. Helpful comments were also received from C. Aw, S. Michaud and S. Maphangoh. M. Legault was kind enough to supply me with some useful material. Thanks are also due to Fred Longley for drawing many useful items in Labour Canada's Library to my attention, to Tim Westacott for bibliographical search and to Glen Stirling for excellent research assistance.

I also wish to acknowledge an implicit debt to D.A. Wilton, R. Swidinsky and D.A.L. Auld with all of whom I have collaborated on a number of occasions.

SECTION ONE

INTRODUCTION

While various aspects of labour market behaviour have received a great deal of theoretical and empirical attention, the subject of contract duration remains almost entirely unexplored. It has been presumed, possibly, that agents follow habitual patterns in this regard, always signing contracts of the same duration. Cross-sectional variation in contract duration might be explained by the ubiquitous concept of transactions costs, viz., parties which find it costly and difficult to reach an agreement, or for whom the prospect of frequent industrial unrest and work stoppage is exceedingly worrisome, write long-term contracts.

However, two general developments have brought the question of contract duration to the forefront of macroeconomic thinking. The first arose from theoretical work which changed dramatically macroeconomic model building and policy evaluation. The idea that economic agents form expectations about future values of relevant variables "rationally", that is using economic theory and all available information,[1] combined with the so called "Lucas supply function",[2] produced two startling results: (i) the "policy evaluation proposition", which argues that the structure of the economy is not invariable with respect to policy initiatives, and (ii) the "policy ineffectiveness proposition", which suggests that output cannot possibly be affected by fiscal or monetary policy. This literature was reexamined by Fischer (1977) and Taylor (1979), among others, who concluded that under certain conditions policy intervention may still be valuable. Fischer's and Taylor's rehabilitation of a role for policy intervention depends critically on their realistic assumption that the labour market is riddled with long-term overlapping wage contracts. Such contracts freeze the terms at which labour is traded and prevent agents from anticipating new policy initiatives, thereby restoring policy effectiveness. Fischer's and Taylor's work has stimulated a number of theoretical inquiries into the subject of contract duration, e.g., Gray (1978) and Canzoneri (1980). Thus, theoretical discourse has restored interest in institutional characteristics of the labour market such as contract duration.

---

[1] An example of expectations formation which is not "rational" is the use of arbitrary distributed lags, or past values, of the relevant variables. Instead of using economic theory to construct the expected value of a variable conditional on existing information, non-rational expectations formation involves picking past values of the variable as a proxy for its future values.

[2] In this supply function, it is assumed that actual output responds to expectational errors in the price level: unanticipated price increases stimulate production. The reader is referred to McCallum's (1980) excellent survey for more information on the rational expectations literature.

A second, related, reason why contract duration is now on the minds of a number of economists is the deep and prolonged nature of the current recession in both Canada and the U.S. It is argued, for instance, that

> Our labour markets ... are based on ... contracts of one to three years ... (which are) decentralized and overlapping .... These features together imply a slow response of wages and prices to slack in demand. In other countries where industrial relations are not as adversarial as in North America, 'social contracts' are bargained centrally and incorporate macroeconomic considerations. Downward wage and price adjustments there are accompanied by much less unemployment and are accomplished faster.[3]

Similar sentiments are shared by Mitchell (1982, pp. 20-22), while at least one U.S. commentator has gone as far as to argue that long term contracts should be made illegal.[4]

Despite this increased interest in the duration of labour market contracts, there appear to be no empirical studies on the subject in either Canada or the U.S. Thus, a number of interesting questions remain entirely unexplored: Do labour contracts vary between areas of economic activity and over time? To what extent do negotiating units sign contracts of the same duration over time? If duration varies, to what might this variance be attributed? Does inflation uncertainty affect duration? Do wage and price controls affect aspects of labour market behaviour other than wage rates? If so, what is the implication of this for the conduct of policy during periods of wage controls? It is the aim of this study to address these and other related questions.

The study begins with an overview of contract duration practices in a number of industrialized countries. Our present patterns are shown, in section two, to date back to the mid-1950s, when a marked increase in contract duration occurred. The main body of this study begins, in section three, with an examination of the cross-sectional characteristics of a sample of over 8,000 agreements reached in the Canadian unionized sector, in both the private and public sectors between the fourth quarter of 1966 and the third quarter of 1981. The time-series aspects of the sample are examined in section four from two vantage points. First, contract duration practices in three sub-periods of interest are considered, namely the period 1966Q4 to 1975Q3, the period during which the Anti-Inflation Board (AIB) was in effect (1975Q4-1978Q3), and the post-AIB period. As well, wage chronologies are constructed; that is, the sequence of contracts written by particular bargaining groups is considered. It is found that, where a number of such contracts have been written, contract duration was unchanged

---

[3]Fortin (1982, pp. 19-20)

[4]See the comments attributed to B. Bosworth in A. Freedman (1982).

in only 14 percent of these bargaining groups. In most instances, contract duration was an obviously endogenous variable. The theoretical literature dealing with contract duration is reviewed in section five, along with some preliminary empirical studies of the determinants of contract length. In the following section, regression analysis techniques are applied to the individual contract data with a view to explaining cross-sectional variations in contract duration, as well as changes which have occurred over time. To anticipate some of the discussion in this section, it is found that inflation uncertainty has a substantial and statistically significant effect on contract duration. It is also reported that Canada's experiment with wage and price controls had an unanticipated impact on contract duration; it declined during the period 1975Q4-1978Q3. This effect is independent of the impact of inflation uncertainty on contract duration.

Summaries of our findings are presented at the end of each section. Our major results are collected in the final section, where various policy implications of this work are also discussed.

SECTION TWO

AN HISTORICAL PERSPECTIVE AND SOME INTERNATIONAL COMPARISONS

The nature of labour market contracts varies tremendously across national boundaries. In some countries, e.g., Canada and U.S.A., labour contracts are documents of remarkable coverage and complexity. The typical contract specifies effective and expiry dates, the dates on which wage increases will occur and whether such increases are contingent. If contingent wage increases are included, the contract spells out the circumstances under which wages will be revised and the extent of these revisions. Finally, contracts contain detailed provisions regarding sick leave, holidays and other pecuniary and non-pecuniary benefits. In other countries, by contrast, separate agreements may be concluded regarding wage issues and benefits. In Japan, for instance, wage negotiations tend to occur annually, while benefit discussions are somewhat less frequent. Finally, there are countries, like the U.K., where labour market contracts are rather provisional and lacking in legal authority.

Contractual arrangements in general and contract duration in particular are reasonably similar in the labour markets of Canada and the U.S. Contracts of longer duration than one year existed in both countries even before World War II, but it was not until the 1950s that they became really popular. A major event in the development of the concept of the long-term contract in both countries was the agreement reached in the U.S. between General Motors and the United Auto Workers in 1948. This two-year agreement provided GM employees with (i) an increase designed to restore real wages to their 1940 levels, (ii) increases designed to share productivity gains, and (iii) a cost of living allowance (COLA) clause. The third provision has been regarded as the sine qua non of long-term contracts[5] and the increasing acceptance of COLA provisions during the 1950s went hand-in-hand with the lengthening of labour market contracts. When the GM-UAW agreement expired in 1950, it was replaced with a five-year contract. A similar contract was signed, in the same year, by GM and UAW in Canada.

During the next few years contract duration increased gradually in both Canada and the U.S.[6] Unfortunately, information on contract duration

---

[5] See Garbarino (1962), Macdonald (1967), Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968).

[6] "The typical contract negotiated during the early post-war years was an agreement with a one-year term.... This appeared to continue the practice that had been most common in the pre-war period.... Within a few years a clear-cut trend away from one-year contracts could be detected. In a survey of agreements negotiated in 1948, the Bureau of National Affairs found that some 25 percent of them were multi-year contracts. This proportion... was probably not different from that prevailing before the War. But by 1950... this proportion... (was)... 55 percent... and by 1952 the figure was 69 percent. In 1957 the figure was 81 percent and, by 1960, the near saturation point of 87 percent was reached." Garbarino (1962), pp. 74-75.

is available in somewhat different form for the two countries. In the U.S. (Tables 1 to 4), information on contract duration refers to the mean duration of all existing agreements, while in Canada (Tables 5 and 6) data on contract length is available with respect to new wage settlements.

As can be seen from Table 1, U.S. contract length increased dramatically during the 1950s. In 1954, for instance, the most popular contract duration was 24 to 35 months. By 1958, 50 percent of existing agreements were of three or more years. Between 1958 and 1960, contract duration in existing agreements shortened somewhat, but it increased again by 1962.

More recent and complete information on U.S. contract duration is contained in a series of seven Bureau of Labor Statistics publications.[7] This information is summarized in Tables 2 to 4 below. As in Table 1, Tables 2 to 4 show contract duration information on major agreements in effect as of the last day of the month shown. By the 1970s the term "major" came to refer to agreements involving 1,000 or more employees. Some 1,500 contracts,[8] involving six to seven million employees, were considered. As shown in Table 2, where data on all industries is presented, the number of contracts with duration equal to at least three years increased[9] to 72.6 percent by July 31, 1972. However, during the inflationary years of 1973 and 1974, this proportion declined to 66.9 percent and 63.8 percent respectively.[10] Thereafter, it increased continuously, reaching 74.2 percent by January 31, 1980. A similar pattern can be detected in the less aggregated data of Tables 3 and 4. As in Table 2, the mode continues to be three or more years in both sub-sectors. The decline in the percentage of contracts of three or more years duration is most dramatic in the non-manufacturing sector -- from 74.8 percent on July 31, 1972, down to 56.3 percent by July 31, 1974. The manufacturing sector registered its largest decrease between July 31, 1972, and July 31, 1973 -- from 71 percent

---

[7] See "Characteristics of Agreements Covering 1,000 workers or more", U.S. Department of Labor, BLS Bulletins 1784, 1822, 1888, 1957, 2013, 2065 and 2095.

[8] These represent about two thirds of all contracts of this size on file with the BLS for July 1972 and 1973, three quarters of contracts on file for July 1974, 1975 and 1976 and over four fifths of contracts available for January 1978 and 1980.

[9] It should be recalled that Table 1 contains information on larger units (5,000 or more employees), which are more likely to have long contracts. When smaller units are considered (i.e., 1,000 or more employees) the percentage of contracts of three or more years duration was only 40 percent in 1961. See Monthly Labor Review, October 1962, pp. 1136-43. The increase to 72.6 percent by July 31, 1972 is, therefore, all the more remarkable.

[10] One of the points to be investigated in this study is the extent to which contract duration responds in a predictable fashion to inflation uncertainty. It will be seen that uncertainty in the Canadian inflation rate exerts a depressing effect on contract length.

TABLE 1

USA: DURATION OF MAJOR* UNION CONTRACTS IN EFFECT

	Less than 24 months		24-35 months		36 months or more		Total
	Contracts	%	Contracts	%	Contracts	%	Contracts
Oct. 31, 1954	94	34.8	106	39.3	70	25.9	270
Jan. 31, 1958	30	11.5	101	38.5	131	50.0	262
Jan. 31, 1959	44	15.5	109	38.5	130	46.0	283
Jan. 31, 1960	45	18.3	95	38.6	106	43.1	246
Jan. 31, 1961	25	8.8	124	43.5	136	47.7	285
Jan. 31, 1962	24	8.5	97	34.3	162	57.2	282

Source: 1954 Data: BLS Report #75, Expiration Reopening and Wage Adjustment Provisions of Major Agreements, p. 3.

1958-62 Data: Monthly Labor Review, January 1958, December 1958, December 1959, December 1960, December 1961.

Quoted in Gorbet (1968)

*Defined as contracts involving more than 5,000 employees.

to 68.4 percent. By January 31, 1980, these proportions increased to 77.3 percent and 71.2 percent in the manufacturing and non-manufacturing sectors.

Information on Canadian contract duration is contained in Tables 5 and 6. Table 5, like Table 1, deals with the 1950s and early 1960s and is constructed from information in Gorbet (1968). Table 6, which was designed to provide continuity, was constructed from data made available by Labour Canada. Both Tables 5 and 6 differ from the U.S. ones in that they deal with new settlements covering 500 or more employees. Table 5 documents the remarkable lengthening of wage contracts that occurred during the 1950s. In 1953, for instance, only 2.6 percent of new agreements were for 34 months or more. Ten years later, this percentage stood at 23.9 percent. Similarly, the percentage of new contracts of 22 to 33 months duration increased from 25.8 percent in 1953 to 56.4 percent in 1963. Table 6 indicates that the 1963 position was, roughly speaking, maintained until 1974. At that point a dramatic decrease in duration set in which appeared to last until 1979. One of the aims of this study is to investigate these recent developments in contract duration practices.

TABLE 2

USA: DURATION OF MAJOR* UNION CONTRACTS IN EFFECT: ALL INDUSTRIES

	Less than 24 months			24-35 months			36 + months			Total	
	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.
July 1972	55	141	4.2	301	1,722	23.2	944	4,450	72.6	1,300	6,313
July 1973	90	317	6.7	354	2,016	26.4	895	4,390	66.9	1,339	6,723
July 1974	87	229	5.6	475	2,434	30.6	988	4,555	63.8	1,550	7,218
July 1975	83	259	5.5	416	2,291	27.5	1,015	4,520	67.0	1,514	7,070
July 1976	74	235	4.7	402	1,855	25.6	1,094	4,652	69.7	1,570	6,742
Jan. 1978	33	98	2.1	365	1,895	23.8	1,138	5,061	74.1	1,536	7,054
Jan. 1980	34	91	2.2	366	1,269	23.6	1,150	5,234	74.2	1,550	6,594

Emp. = Employees in thousands
* Defined as contracts involving more than 1,000 employees.
Source: Bureau of Labor Statistics.

TABLE 3

USA: DURATION OF MAJOR* UNION CONTRACTS IN EFFECT: MANUFACTURING

	Less than 24 months			24-35 months			36 + months			Total	
	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.
July 1972	26	65	3.5	190	1,350	25.5	530	2,120	71.0	746	3,535
July 1973	28	60	3.9	200	1,410	27.7	495	1,998	68.4	723	3,468
July 1974	21	36	2.6	217	1,281	26.9	570	2,464	70.5	808	3,781
July 1975	28	71	3.4	193	1,167	23.7	594	2,512	72.9	815	3,750
July 1976	32	86	3.9	198	1,221	24.0	596	2,091	72.1	826	3,398
Jan. 1978	12	39	1.6	179	1,285	23.2	579	2,053	75.2	770	3,377
Jan. 1980	12	36	1.6	158	642	21.1	580	2,348	77.3	750	3,026

Emp. = Employees in thousands
* Defined as contracts involving more than 1,000 employees.
Source: Bureau of Labor Statistics.

TABLE 4

USA: DURATION OF MAJOR* UNION CONTRACTS IN EFFECT: NON-MANUFACTURING

	Less than 24 months			24-35 months			36 + months			Total	
	Con-tracts	Emp.	% of Con-tracts	Con-tracts	Emp.	% of Con-tracts	Con-tracts	Emp.	% of Con-tracts	Con-tracts	Emp.
July 1972	29	75	5.2	111	372	20.0	414	2,330	74.8	554	2,777
July 1973	62	258	10.1	154	606	25.0	400	2,391	64.9	616	3,255
July 1974	66	192	8.9	258	1,153	34.8	418	2,091	56.3	742	3,436
July 1975	55	187	7.9	223	1,124	31.9	421	2,008	60.2	699	3,319
July 1976	42	149	5.6	204	635	27.4	498	2,561	67.0	744	3,345
Jan. 1978	21	59	2.7	186	610	24.3	559	3,009	73.0	766	3,678
Jan. 1980	22	56	2.8	208	627	26.0	570	2,886	71.2	800	3,569

Emp. = Employees in thousands
* Defined as contracts involving more than 1,000 employees.
Source: Bureau of Labor Statistics.

This remarkable lengthening in the duration of North American wage contracts does not seem to have been paralleled in other industrialized nations. In Japan, for instance, collective bargaining is dominated by the annual spring offensive during which nearly 80 percent of organized labour goes into wage negotiations.[11] A second difference is that while North American contracts include provisions for benefits as well as wages, contracts arrived at in Japan during the spring offensive often address just wage issues, with benefits being negotiated in separate, less frequent, negotiations. The concept of contract duration does not, therefore, have an unambiguous meaning in that country.[12]

---

[11] Labor Unions and Labor-Management Relations, Japanese Industrial Relations Series (The Japan Institute of Labor, 1979).

[12] "The Spring Labor Offensive tradition is firmly established in our society and is a unique system for wage negotiations. It started in 1955, and was staged on a large scale from 1956 on.... Today nearly 80 percent of organized labor goes into wage negotiations at the time of the Spring Labor Offensive". And "It is quite common for wage agreements to be concluded separately from other matters. According to a Labor Ministry Survey, 83 percent of firms with labor agreements have concluded wage agreements separately with respective labor unions.... Negotiations on comprehensive labor agreements are held at other occasions". Japanese Industrial Relations Series #2, 1979, The Japan Institute of Labor, p. 6 and pp. 20-21.

TABLE 5

CANADA: CONTRACT DURATION OF NEW WAGE AGREEMENTS*: 1953-1966

	Less than 22 months		22-33 months		34 months or more		Total
	Con-tracts	% of Contracts	Con-tracts	% of Contracts	Con-tracts	% of Contracts	Contracts
1953	111	71.6	40	25.8	4	2.6	155
1954	106	67.9	46	29.5	4	2.6	156
1955	142	72.4	48	24.5	6	3.1	196
1956	79	36.9	110	51.4	25	11.7	214
1957	71	47.3	64	42.6	15	10.1	150
1958	63	37.7	89	53.3	15	9.0	167
1959	55	28.8	102	53.4	34	17.8	191
1960	66	39.3	79	47.0	23	13.7	168
1961	76	38.6	88	44.6	33	16.8	197
1962	63	31.2	83	41.1	56	27.7	202
1963	37	19.7	106	56.4	45	23.9	188
1964	35	22.0	83	52.2	41	25.8	159
1965	26	13.8	72	38.1	91	48.1	189
1966**	10	14.7	33	48.5	25	36.8	68

*These involve 500 or more employees.
**First three quarters.

Source: Department of Labour; Quoted by Gorbet (1968) (No employment figures were available).

TABLE 6

CANADA: CONTRACT DURATION OF NEW WAGE AGREEMENTS*: 1967-1981

	Less than 22 months			22-33 months			34 months or more			Total	
	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.	% of Contracts	Contracts	Emp.
1967	53	97	23.3	112	130	49.3	62	169	27.4	227	396
1968	61	174	19.1	166	336	52.0	92	202	28.9	319	712
1969	77	171	21.4	187	415	52.1	95	213	26.5	359	799
1970	65	104	19.7	180	348	54.5	85	141	25.8	330	593
1971	76	101	21.1	189	370	52.5	95	191	26.4	360	662
1972	77	118	20.3	198	329	52.1	105	348	27.6	380	795
1973	68	131	17.7	230	377	59.9	86	169	22.4	384	677
1974	150	364	35.1	224	508	52.3	54	62	12.6	428	934
1975	211	331	50.9	164	312	39.5	40	115	9.6	415	758
1976	330	686	51.7	193	356	30.3	115	365	18.0	638	1,407
1977	401	752	69.5	138	247	23.9	38	44	6.6	577	1,043
1978	358	684	52.9	260	522	38.4	59	99	8.7	677	1,305
1979	196	344	34.8	265	447	47.0	103	332	18.2	564	1,123
1980	144	338	25.8	289	497	51.8	125	380	22.4	558	1,215
1981	155	307	31.4	263	467	53.2	76	117	15.4	494	891

*These involve 500, or more, employees.
Emp. = Employees in thousands.

Source: Labour Canada.

Short-term contracts also appear to be the rule in West Germany. As Table 7 indicates, most employees enter one-year contracts with only a negligible number signing substantially longer (or shorter) contracts. In 1980, for example, 92.6 percent of all employees under contract had entered into one-year agreements. This percentage appears not to have changed appreciably since 1976, the earliest year for which this publication could be obtained.

Finally, in the United Kingdom wage agreements not only tend to be of a short-term nature but they are not legally binding.[13] Contract duration is, therefore, rather ambiguous.[14]

This brief description of the evolution of contract duration arrangements in Canada and the comparisons with similar practices in other industrialized nations set the stage for a more detailed examination of recent Canadian experience. The remaining sections of this monograph analyze a set of individual contract data drawn from the Canadian unionized sector. Some 8,000 agreements from both the private and public sectors, are investigated. This remarkable data base, compiled by Labour Canada, extends as far back as the fourth quarter of 1966 and covers the period to 1981Q3.[15]

In the remaining sections of this study this sample of labour market agreements is examined from a number of different perspectives, beginning, in section three, with its cross-sectional characteristics.

---

[13]It should be emphasized that although North American contracts are occasionally reopened, this is the exception rather than the rule. It follows, therefore, that any information reported on contract duration is meaningful.

[14]"Collective bargaining agreements in the British industrial relations system are not legally binding contracts so that, unlike the unionized sector in the United States, the interval between wage settlements is not predetermined by the most recent agreement. On the contrary, negotiations toward a new wage settlement may be initiated in any quarter." J. Pencavel, "The Effects of Incomes Policies on the Frequency and Size of Wage Changes", Economica, 49, (May) 1982, p. 148.

[15]This sample has a wider coverage than Table 6, in that it includes contracts with 200 or more employees (not 500 or more employees as in Table 6). Two caveats should be made about this data. The first is that, after 1978, the coverage of contracts covering fewer than 500 employees can be somewhat spotty. The second is that in the case of these small contracts the identification of contracts with COLA clauses is not always thorough. This information was used in a number of earlier occasions in collaboration with D.A. Wilton. However, because the focus of this study is contract duration, rather than wage determination, pre-AIB contracts and public sector AIB contracts signed by a single unit at a particular point were merged. Hence my sample is somewhat smaller than was used on earlier occasions.

TABLE 7

FEDERAL REPUBLIC OF GERMANY
NUMBER OF EMPLOYEES (000s) UNDER CONTRACT, BY DURATION

	1976		1979		1980	
	Employees	%	Employees	%	Employees	%
10 Months or Less	488	2.9	108	0.6	94	0.5
11 Months	632	3.8	391	2.3	1,157	6.5
12 Months	14,872	89.2	11,064	66.0	16,607	92.6
13 Months	34	0.2	5,001	29.8	15	0.1
14 Months	442	2.7	59	0.4	16	0.1
15 Months or More	82	0.5	59	0.4	9	0.0
Unrestricted	116	0.7	76	0.5	34	0.2
Total	16,666	100	16,758	100	17,932	100

Source: WSI Mitteilungen, März 1977, 1980, 1981.

SECTION THREE

THE CROSS-SECTONAL VARIATION IN CONTRACT DURATION

The data on collective bargaining agreements referred to at the end of section two contain information on the duration of each contract agreement reported.[16] This information can be analyzed both cross-sectionally and over time. In this chapter some cross-sectional aspects of the data are considered.

Table 8 shows some basic statistics regarding the sample. As the ninth column shows, average contract duration in this sample of 8,128 contracts equals 21.9 months, with values ranging from six to 60 months. The sample's standard deviation and coefficient of variation[17] are 8.45 and 38.6 percent respectively. It is clear, however, that this information is far too aggregative and that it hides significant differences in average contract duration.

The obvious lines to draw for a cross-sectional analysis are between private and public sector contracts and between agreements with and without COLA clauses. These distinctions reflect a minimum amount of disaggregation, and the data are partitioned further in order to provide more information. It should be pointed out that the existence of a COLA clause does not necessarily imply heavy indexation of the base wage rate with respect to the Consumer Price Index. Indeed, a study by Marcil (1975) of the COLA contracts in the Canadian manufacturing sector estimated that the elasticity of the base rate with respect to the CPI was only 0.4 in 1974, the year in which the incidence of COLA clauses was at its peak. In this study we shall use the terms "contracts with COLA clauses" and "indexed contracts" interchangeably, and these terms should not be construed to imply any difference in the degree of wage indexation.

Table 8 shows summary statistics on contract length for the four sub-sectors. Three points about this information are noteworthy. To begin with, there is considerable variation in contract duration in all these categories. In the case of agreements with no COLA clauses, contracts as short as six months appear in both the private and public sectors.[18] At the other end of the duration spectrum, very long contracts can be identified.

---

[16] Contract duration was defined as the expiry date minus the effective date.

[17] The coefficient of variation is a unit-free measure of dispersion and is defined as the ratio of the standard deviation of a series to the series' mean value.

[18] Six-month contracts were signed by a number of hospitals (e.g., the Ottawa General Hospital, the Royal Victoria in Barrie and the General and Marine Hospital in Owen Sound), by the Hamilton Board of Education and by the Community Security Establishment. In the private sector, six-month contracts were signed by York Farms of Brantford and by Dominion Stores in Montreal.

While the longest contract (60 months) appears in the private sector,[19] a number of agreements for four years or more were signed in all four sub-sectors. Row three, in Table 8, shows the standard deviation of contract length by sub-sector. However, since this is sensitive to the units of measurement, the coefficient of variation is also reported. Row four, Table 8, which considers the standard deviation relative to the mean of a series, indicates that contract length is most variable in indexed, public sector, settlements (42.1 percent), with public sector unindexed settlements following as a close second (37.9 percent). More generally, public sector contracts have a more dispersed duration than private sector contracts.

TABLE 8

THE VARIATION OF CONTRACT DURATION (IN MONTHS) (1966Q4-1981Q3)

	Private Sector Contracts			Public Sector Contracts			All contracts		
	NO COLA	COLA	TOTAL	NO COLA	COLA	TOTAL	NO COLA	COLA	Total
Contracts	3,756	1,177	4,933	2,906	289	3,195	6,662	1,466	8,128
Mean Duration	23.66	27.09	24.48	17.17	25.4	17.93	20.83	26.79	21.90
Standard Deviation	7.85	8.24	8.08	6.51	10.7	7.40	7.98	8.81	8.45
Coefficient of Variation	33.2%	30.4%	33.0%	37.9%	42.1%	41.3%	38.3%	32.9%	38.6%
Min. Value	6	8	6	6	12	6	6	8	6
Max. Value	60	51	60	48	54	54	60	54	60

The variability of contract duration by sector is explored in greater detail in Table 9, which gives the frequency distribution by year for each of the four classes. As can be seen, the large variance of contract duration in the case of indexed public sector contracts is due to the unusually large proportion of contracts which are longer than three years to maturity. In the other three sub-sectors, contracts tend to be distributed in the one to three year range, with two years as the mode in the private sector and one year as the most frequent choice in the public, no-COLA, sector.

[19] Five-year contracts were signed by Kaiser Resources in British Columbia, by Harding Carpets in Collingwood and by Canadian Industries in Browsbury, Quebec.

TABLE 9

FREQUENCY DISTRIBUTION OF CONTRACT LENGTH (L IN MONTHS)
(1966Q4-1981Q3)

	$L \leq 12$	$12 < L \leq 24$	$24 < L \leq 36$	$36 < L \leq 48$	$48 < L \leq 60$	Total
Private Sector						
No COLA	769	2,060	876	48	3	3,756
COLA	141	538	475	22	1	1,177
Public Sector						
No COLA	1,628	1,106	162	10	0	2,906
COLA	69	142	27	46	5	289
Total	2,607	3,846	1,540	126	9	8,128

The second point that emerges from the data in Table 8 is the general tendency for public sector agreements to be of shorter duration than those in the private sector. This difference is statistically significant.[20] In order to explore this theme further, the data in the four sub-sectors were disaggregated into the finer categories shown in Table 10. As can be seen, private sector contracts without COLA clauses are of uniformly longer duration than public sector ones. However, the picture for indexed contracts is less clear. Though public sector contracts are, in general, of a shorter duration, this is not always the case. For instance, provincial contracts have an average duration of 31.1 months, greater than that in any of the four private sector categories. The reason for this appears to be the behaviour of COLA contracts signed in the province of Quebec. Looking at the mean contract duration of indexed contracts by geographical data reveals some interesting disparities. Mean duration for the Maritimes, Quebec and Prairies-British Columbia was 19.5 months, 42.6 months and 23 months respectively. No COLA contracts were signed in the province of Ontario. The corresponding mean durations for contracts with no COLA clauses are much more homogenous -- Maritimes at 21.7 months, Quebec at 16.4 months, Ontario at 15 months and Prairies-British Columbia at 18 months.

Another regularity shown in the data of Table 8 is the propensity for indexed contracts to be of a longer duration than those containing no indexation provisions. In the private sector, mean contract duration is 27.09 months for COLA contracts and 23.66 months for contracts containing no

---

[20] On the assumption that the data set constitutes a sample, rather than the population itself (in which case inferences can be made from Table 8), the null hypotheses tested were that mean duration for private unindexed contracts equaled that for public contracts and similarly for indexed contracts. The alternative hypotheses were that private sector durations exceeded those in the public sector. The null hypotheses were rejected.

COLA clauses. In the public sector, these figures are 25.4 months and 17.17 months respectively.[21] This generalization holds up, with only one exception, at the disaggregated level too. As shown in Table 10, COLA contracts are of longer duration than unindexed ones except in Logging and Forestry. This point, that indexation provisions go hand in hand with longer contract lengths, was noted as long ago as the early 1960s.[22] It was not, however, until the work of Gray (1978) that this subject attracted theoretical attention.[23]

TABLE 10

THE CROSS-SECTIONAL VARIATION OF CONTRACT DURATION (IN MONTHS)

	Contracts	Mean Duration	Standard Deviation	Coefficient of Variation	Minimum Value	Maximum Value
PRIVATE SECTOR						
(i) No COLA						
Logging, Forestry	127	25.89	5.33	20.6%	12	36
Mining	158	25.78	9.47	36.7%	8	60
Manufacturing	2,192	24.36	7.78	31.9%	6	60
All Other	1,279	21.97	7.68	35.0%	6	48
(ii) COLA						
Logging, Forestry	26	23.73	0.96	4.1%	20	24
Mining	87	28.02	8.01	28.6%	11	39
Manufacturing	812	28.16	7.73	27.5%	10	48
All Other	252	23.65	9.24	39.1%	8	51
PUBLIC SECTOR						
(i) No COLA						
Health	1,116	14.89	5.40	36.3%	6	36
Education	579	20.10	6.16	30.7%	6	48
Federal	367	19.40	7.73	39.9%	6	38
Provincial	258	18.18	6.82	37.5%	9	36
Municipal	586	16.82	6.13	36.4%	9	36
(ii) COLA						
Health	120	25.38	11.25	44.3%	12	48
Education	45	30.80	11.83	38.4%	12	48
Federal	2	19.50	10.61	54.3%	12	27
Provincial	21	31.10	13.91	44.7%	12	54
Municipal	101	22.38	7.20	32.2%	12	36

[21]These differences are statistically significant at the 5% level.

[22]See Garbarino (1962) and Macdonald (1967).

[23]See section V, below.

To summarize, considerable variation exists in the duration of contracts signed between 1966Q4 and 1981Q3. Contract length varies from six months to 60 months and is longer in indexed contracts and in contracts written in the private sector. These cross-sectional differences, which are statistically significant, necessitate a separate examination of duration behaviour in the four sub-sectors. For this reason, the time-series discussion of section IV as well as the regression analysis in section VI are conducted at the disaggregated level. Analysis on pooled data would be quite inappropriate given the significant differences in average duration across the four sub-sectors.

In the next section, attention is focussed on the time-series aspects of contract duration.

SECTION FOUR

THE TEMPORAL BEHAVIOUR OF CONTRACT DURATION

The objective of this section is to analyze the temporal behaviour of the sample of contracts at our disposal. Two general ways of proceeding are of interest. (i) The agreements reached during any period (quarter, or year) may be considered as a unit and the average (quarterly, or annual) contract duration over the sample period may be examined. This procedure is followed in Tables 11 to 14, and Figures 1 to 4 below. (ii) An alternative procedure is to focus on contract chronologies, i.e., follow the history of a particular settlement through time. This approach is obviously too time consuming given the large number of bargaining units involved.[24] However, because of the potential insights to be derived from this method of analysis, a select group of chronologies is compiled. They are presented in the Appendix Tables A1 and A2.

Table 11 is a more detailed version of Table 8. These descriptive statistics are initially presented for three periods, the pre-AIB period, the AIB era and the post-AIB years to 1981Q3. An obvious question of interest is whether the program of wage and price controls, followed during 1975Q4 to 1978Q3, had an impact on contract duration. It may be argued that signing a contract during a period of controls involves accepting a set of conditions (e.g., a wage settlement) which would not have been chosen in the absence of controls.[25] If controls are to be removed at an uncertain future date, agents will be less likely to sign long contracts.[26] Indeed, this appears to have happened. Table 11 shows a decline in average contract length in all four sub-sectors during the AIB period. In the case of contracts with no COLA clauses, this decline is approximately equal to seven months in the private sector and five months in the public sector. Indexed contracts responded in a more varied way, with private sector duration declining by just under five months and public sector duration decreasing by over a year.[27] As Table 11 indicates, this decline is not reflected in the minimum values of AIB-period contract length; these are probably determined by technical factors particular to a handful of negotiating situations. There is, however, a marked decline in the maximum values of contract length. There are no five-year contracts in the AIB period, and four-year contracts appear only in the case of indexed private sector agreements.

With the removal of controls, this decline in duration is reversed and mean contract length tends to revert to its pre-AIB values in all four

---

[24] The sample contains approximately 8,000 contracts, signed over a 14-year period. Given an average contract length of some two years, over 1,100 bargaining units are involved.

[25] On this, there is very convincing evidence. See Christofides and Wilton (1979).

[26] The Construction Industry Stabilization Council in the U.S. is thought to have decreased contract length.

[27] These differences are statistically significant.

TABLE 11

CONTRACT DURATION DURING THREE SUB-PERIODS

	PRIVATE SECTOR		PUBLIC SECTOR	
	No COLA	COLA	No COLA	COLA
Pre-AIB period				
Contracts	2,081	438	1,133	65
Mean Duration	25.82	27.10	18.97	27.08
Standard Deviation	7.44	7.48	6.86	10.42
Coefficient of Variation	28.8%	27.6%	36.2%	38.5%
Minimum Value	7	8	6	12
Maximum Value	60	51	48	52
AIB period				
Contracts	782	236	849	59
Mean Duration	18.58	22.32	14.17	14.49
Standard Duration	7.56	8.91	5.03	4.86
Coefficient of Variation	40.7%	39.93%	35.5%	33.5%
Minimum Value	9	12	7	12
Maximum Value	40	48	39	24
Post-AIB period				
Contracts	893	503	924	165
Mean Duration	23.06	29.31	17.72	28.90
Standard Deviation	6.83	7.58	6.31	9.83
Coefficient of Variation	29.6%	25.9%	35.6%	34.0%
Minimum Value	6	10	6	12
Maximum Value	60	48	36	54

sub-sectors.[28] Minimum values are again all but unchanged, but maximum values register a marked increase in the case of private sector unindexed and public sector indexed contracts.

The behaviour of contract length through time is seen in greater detail in Tables 12 to 14 and Figures 1 to 4. Table 12 presents quarterly (simple) average contract duration for the two classifications, while Tables 13 and 14 show the number of employees covered by contracts signed in each quarter as well as the quarterly simple ($\bar{L}^{SA}$) and employee-weighted ($\bar{L}^{WA}$) average contract length by sub-sector. Figures 1 to 4 show the annual simple and employee-weighted average contract length for the private and public sectors respectively. As can be seen from these figures, the employee-weighted graphs tend to be somewhat more angular because they give more weight to particular contracts - those with a large number of employees. The graphs illustrate the decline in contract length that occurred during the AIB period, as well as its subsequent increase.[29]

An alternative way of looking at the sample of wage contracts under consideration is to construct contract chronologies. That is, the sample is sorted by file number and all contracts bearing the same file number are printed sequentially. For each contract, a number of items of interest may then be examined. Since this study is primarily concerned with contract duration, that variable is listed (in months), along with the number of employees involved, whether COLA provisions were included (YES indicates indexed contracts), the stage at which the contract was settled[30] and the duration of negotiations (in months).

When the sample is organized in this way, a number of questions can be addressed: Do bargaining situations always involve the same contract duration? If not, do we observe a rotation behaviour (short contracts being followed by long and the converse)? What proportion of contract sequences always involves the same contract duration? Do we observe any sensitivity, in the bargaining situation, to economic conditions?

As indicated in section three, the sample consists of 4,933 private sector contracts and 3,195 public sector contracts. When these are

---

[28] However, in most instances this reversal is not complete. Only the public sector COLA contracts have a duration not significantly different from pre-AIB values.

[29] These figures also illustrate the fact, noted in the previous section, that indexed contracts are of greater duration than contracts containing no indexation provisions.

[30] In the chronologies that follow in Appendix Tables A1 and A2, the following codes are used: 1 = Direct bargaining; 2 = Conciliation officer; 3 = Conciliation board; 4 = Post conciliation bargaining; 5 = Mediation; 6 = Mediation commission; 7 = Post-mediation bargaining; 8 = Mediation after work stoppage; 9 = Arbitration; 10 = Post-arbitration bargaining; 11 = Work stoppage; 12 = Bargaining after work stoppage and 13 = Other.

TABLE 12

AVERAGE CONTRACT DURATION (IN MONTHS)

	ALL CONTRACTS	PRIVATE	PUBLIC	NO COLA	COLA
1966Q4*	35.0	42.0	21.0	35.0	
1967Q1	23.7	24.7	22.0	23.7	
	25.3	27.4	18.5	25.3	
	27.3	28.5	17.8	27.3	
	24.3	24.6	21.0	24.3	
1968Q1	25.7	27.8	18.8	25.7	
	25.7	26.9	18.3	25.7	
	26.5	27.4	17.9	26.5	
	26.2	26.5	24.2	26.2	
1969Q1	25.6	27.1	17.3	25.6	
	23.7	27.8	17.0	23.7	
	25.6	28.0	20.3	25.6	
	25.1	27.6	19.7	25.1	
1970Q1	26.1	27.3	23.0	26.1	
	26.5	27.6	23.4	26.5	
	26.9	28.2	21.2	26.8	37.0
	26.5	28.0	21.3	26.0	37.0
1971Q1	28.4	28.6	27.8	28.0	37.0
	27.0	29.5	21.5	26.0	38.9
	26.9	27.8	24.1	26.3	35.4
	24.0	26.5	21.6	23.0	32.3
1972Q1	24.4	25.2	20.5	23.4	31.2
	24.6	26.3	21.5	24.0	30.3
	27.1	27.9	23.5	25.6	34.8
	26.2	27.0	25.0	24.0	43.1
1973Q1	23.2	27.4	17.6	22.4	32.8
	25.9	27.7	21.3	25.1	33.8
	25.9	27.1	22.4	25.6	27.6
	23.9	26.3	19.3	23.4	26.4
1974Q1	21.8	24.9	16.8	21.4	25.2
	22.9	24.9	20.3	21.9	26.8
	21.5	22.4	19.8	20.9	22.7
	19.7	21.5	16.2	17.5	22.9
1975Q1	17.3	20.5	14.3	15.6	23.1
	20.1	22.2	17.1	18.0	23.7
	19.2	22.6	15.4	17.1	26.2
	18.1	21.3	13.9	17.5	28.8

TABLE 12 (continued)

	ALL CONTRACTS	PRIVATE	PUBLIC	NO COLA	COLA
1976Q1	20.9	24.0	13.6	17.4	29.5
	18.0	20.6	14.1	18.0	17.6
	18.7	20.4	17.1	18.5	19.9
	18.3	22.4	13.9	17.6	21.5
1977Q1	15.3	17.6	13.1	14.8	19.3
	17.1	17.4	13.0	14.9	16.3
	21.9	16.3	13.3	14.7	17.4
	20.1	17.7	15.3	15.0	22.4
1978Q1	15.5	17.3	13.1	14.8	19.3
	17.1	19.6	13.8	16.9	17.7
	21.9	24.2	16.1	20.7	26.7
	20.1	22.9	15.9	18.9	24.2
1979Q1	23.7	19.3	19.3	21.7	28.7
	22.6	18.2	18.2	20.3	29.8
	22.3	19.8	19.8	20.2	27.2
	23.5	20.6	20.6	20.8	31.3
1980Q1	24.0	22.1	22.1	19.1	35.0
	24.7	22.2	22.2	21.3	32.2
	22.8	19.9	19.9	21.2	29.2
	22.7	18.7	18.7	19.9	30.0
1981Q1	21.7	16.4	16.4	19.4	30.5
	22.0	19.9	19.5	20.1	27.4
	24.4	18.7	20.3	20.7	28.4

*There are very few contracts in 1966Q4.

TABLE 13

PRIVATE SECTOR: CONTRACTS AND AVERAGE CONTRACT LENGTH, BY QUARTER (IN MONTHS)

	CONTRACTS WITHOUT COLA CLAUSES				CONTRACTS WITH COLA CLAUSES			
	Contracts	Employees	$\bar{L}_{WA}$	$\bar{L}_{SA}$	Contracts	Employees	$\bar{L}_{WA}$	$\bar{L}_{SA}$
1966Q4	2	2,300	45.39	42.00				
1967Q1	22	89,065	30.42	24.68				
	40	45,490	28.67	27.40				
	31	68,125	31.21	28.55				
	32	81,665	23.74	24.59				
1968Q1	32	77,570	28.87	27.81				
	59	68,710	28.07	26.93				
	87	177,110	24.90	27.44				
	44	124,610	22.60	26.52				
1969Q1	48	91,320	25.58	27.15				
	60	72,605	28.18	27.82				
	46	72,095	28.14	28.00				
	37	108,770	27.85	27.62				
1970Q1	31	46,915	25.62	27.26				
	72	94,010	28.78	27.58				
	59	109,880	26.99	28.07	1	1,650	37.00	37.00
	54	114,675	24.88	27.52	3	4,660	38.41	37.00
1971Q1	48	90,685	30.21	28.08	3	3,980	37.04	37.00
	71	146,185	25.85	28.35	9	7,955	38.47	38.89
	52	41,590	26.65	27.12	5	3,275	35.46	35.40
	32	48,350	19.96	24.88	9	16,095	34.32	32.33
1972Q1	64	64,190	24.01	24.88	12	13,325	26.12	31.17
	81	44,855	25.67	25.53	12	9,600	33.18	31.83
	103	120,225	25.85	26.22	25	56,370	34.81	34.80
	82	66,100	22.12	26.35	7	8,255	32.22	34.85
1973Q1	79	49,140	29.39	26.54	11	8,470	35.06	33.64
	108	67,000	26.12	26.81	16	28,175	35.33	33.75
	75	62,360	26.10	26.77	21	28,485	31.27	28.33
	90	87,115	23.42	26.22	26	34,070	30.85	26.54
1974Q1	94	153,045	24.15	24.71	13	9,395	27.16	26.54
	85	46,130	24.20	24.08	36	21,865	27.29	26.94
	58	33,570	22.37	22.26	50	96,340	18.74	22.50
	46	47,910	15.62	19.37	69	133,620	16.26	22.90

TABLE 13 (Continued)

	CONTRACTS WITHOUT COLA CLAUSES				CONTRACTS WITH COLA CLAUSES			
	Contracts	Employees	$\bar{L}^{WA}$	$\bar{L}^{SA}$	Contracts	Employees	$\bar{L}^{WA}$	$\bar{L}^{SA}$
1975Q1	49	28,730	17.51	18.57	32	16,120	24.47	23.34
	58	59,735	21.28	21.02	47	36,295	23.43	23.55
	50	32,180	18.72	19.56	31	30,490	30.11	27.58
	47	40,110	19.59	20.49	5	3,250	29.54	28.80
1976Q1	74	60,717	19.98	19.99	48	38,155	26.59	30.31
	102	69,357	19.05	21.02	18	14,760	17.37	18.44
	82	56,270	20.66	20.04	28	31,450	20.43	21.64
	61	55,281	21.93	22.36	24	21,325	20.00	22.50
1977Q1	78	59,040	17.32	16.17	18	10,555	21.53	21.33
	91	68,030	16.41	17.02	25	27,680	15.92	18.60
	85	64,670	14.11	15.98	16	9,235	17.38	18.13
	58	56,685	14.63	15.71	23	15,695	20.71	22.78
1978Q1	54	58,780	18.85	16.26	14	8,850	21.80	21.43
	89	98,885	17.40	19.94	38	121,815	13.43	18.79
	112	115,390	24.01	23.01	45	51,515	30.49	27.00
	84	100,720	20.31	21.56	35	50,330	21.14	26.00
1979Q1	76	50,119	22.95	23.75	45	26,770	30.55	28.82
	101	96,540	19.25	22.39	60	144,300	33.23	30.58
	71	88,505	23.38	22.48	42	78,345	31.44	28.50
	51	66,235	20.89	23.29	33	90,780	35.93	30.48
1980Q1	55	34,805	23.78	24.44	30	50,760	25.98	31.27
	67	51,810	23.80	24.04	52	75,950	24.57	31.44
	81	97,845	22.95	23.41	25	32,245	31.87	30.48
	58	69,429	20.99	22.62	35	43,175	32.91	30.49
1981Q1	37	50,100	26.02	24.62	21	44,785	23.85	31.76
	44	42,315	22.94	24.23	27	44,250	29.16	30.74
	17	29,600	21.44	22.00	32	109,480	26.19	28.13

$\bar{L}^{WA}$: Duration, weighted average

$\bar{L}^{SA}$: Duration, simple average

TABLE 14

PUBLIC SECTOR: CONTRACTS AND AVERAGE CONTRACT LENGTH, BY QUARTER (IN MONTHS)

	CONTRACTS WITHOUT COLA CLAUSES				CONTRACTS WITH COLA CLAUSES			
	Contracts	Employees	$\bar{L}$ WA	$\bar{L}$ SA	Contracts	Employees	$\bar{L}$ WA	$\bar{L}$ SA
1966Q4	1	1,650	21.00	21.00				
1967Q1	12	22,630	20.26	22.00				
	12	11,940	18.93	18.50				
	4	6,930	18.46	17.75				
	3	4,120	15.65	21.00				
1968Q1	10	22,310	22.03	18.80				
	10	10,880	19.21	18.30				
	9	14,450	20.03	17.89				
	6	8,980	23.17	24.17				
1969Q1	9	10,180	15.87	17.33				
	37	87,780	15.60	16.97				
	21	11,445	20.41	20.29				
	17	76,860	30.16	19.71				
1970Q1	11	39,115	23.85	23.00				
	24	50,549	22.93	23.38				
	13	16,270	27.62	21.23				
	17	35,355	26.73	21.29				
1971Q1	17	32,795	31.02	27.82				
	37	91,670	23.53	21.49				
	20	57,810	29.00	24.15				
	42	71,530	24.31	21.62				
1972Q1	14	24,065	21.03	20.50				
	53	91,030	22.93	21.64	1	725	12.00	12.00
	27	33,355	23.65	23.11	1	2,500	35.00	35.00
	44	63,985	24.53	19.55	10	182,000	48.53	48.80
1973Q1	68	69,870	21.23	17.50	1	395	24.00	24.00
	49	68,835	20.10	21.33	0	0	-	-
	31	22,925	23.41	22.77	1	3,885	12.00	12.00
	60	76,819	21.03	19.18	1	225	24.00	24.00
1974Q1	63	112,715	23.23	16.43	5	26,915	23.86	21.60
	84	94,055	20.07	19.61	10	20,725	24.34	26.40
	54	71,145	20.88	19.46	4	2,550	24.71	24.75
	55	77,935	15.94	15.87	3	4,160	21.69	22.00

TABLE 14 (Continued)

	CONTRACTS WITHOUT COLA CLAUSES				CONTRACTS WITH COLA CLAUSES			
	Contracts	Employees	$\bar{L}^{WA}$	$\bar{L}^{SA}$	Contracts	Employees	$\bar{L}^{WA}$	$\bar{L}^{SA}$
1975Q1	80	74,615	17.63	13.85	5	1,655	22.01	21.60
	52	80,800	15.26	14.73	18	9,390	24.00	24.00
	67	75,445	14.18	15.28	5	3,835	14.30	17.60
	40	50,752	14.31	13.93	0	0	-	-
1976Q1	49	87,070	12.39	13.43	3	1,955	13.23	16.00
	75	114,415	13.68	13.97	7	29,745	12.47	15.43
	120	104,420	15.09	17.39	6	6,010	12.00	12.00
	76	137,494	12.90	13.82	4	14,530	19.08	15.75
1977Q1	93	137,648	12.71	13.15	5	3,570	12.00	12.00
	107	175,825	13.02	13.11	13	10,405	12.00	12.00
	77	105,070	12.50	13.31	2	9,455	12.00	12.00
	76	85,400	14.00	14.48	10	29,710	23.67	21.60
1978Q1	48	72,473	12.56	13.23	2	1,315	12.00	12.00
	86	147,264	15.55	13.80	11	8,875	13.08	13.09
	58	177,583	18.50	16.16	1	375	12.00	12.00
	68	102,115	16.97	15.72	9	6,860	18.03	17.33
1979Q1	48	50,900	17.21	18.40	5	10,635	25.17	28.00
	101	204,921	17.10	18.17	4	3,975	15.35	18.00
	81	114,865	21.04	18.19	24	10,995	25.63	25.00
	69	75,595	19.22	19.03	8	43,665	51.90	34.50
1980Q1	93	109,885	15.09	15.94	36	192,040	41.21	38.17
	95	161,540	18.54	19.37	23	58,925	32.03	33.78
	73	95,960	19.09	18.70	13	16,830	25.82	26.77
	59	127,990	20.73	17.24	9	16,800	33.00	28.22
1981Q1	57	78,185	15.96	16.05	3	5,580	26.90	22.00
	107	210,865	18.29	18.43	25	23,105	24.80	23.84
	18	40,735	22.60	19.39	1	850	37.00	37.00

$\bar{L}^{WA}$: Duration, weighted average

$\bar{L}^{SA}$: Duration, simple average

FIGURE 1

SIMPLE ANNUAL AVERAGE CONTRACT LENGTH: PRIVATE SECTOR

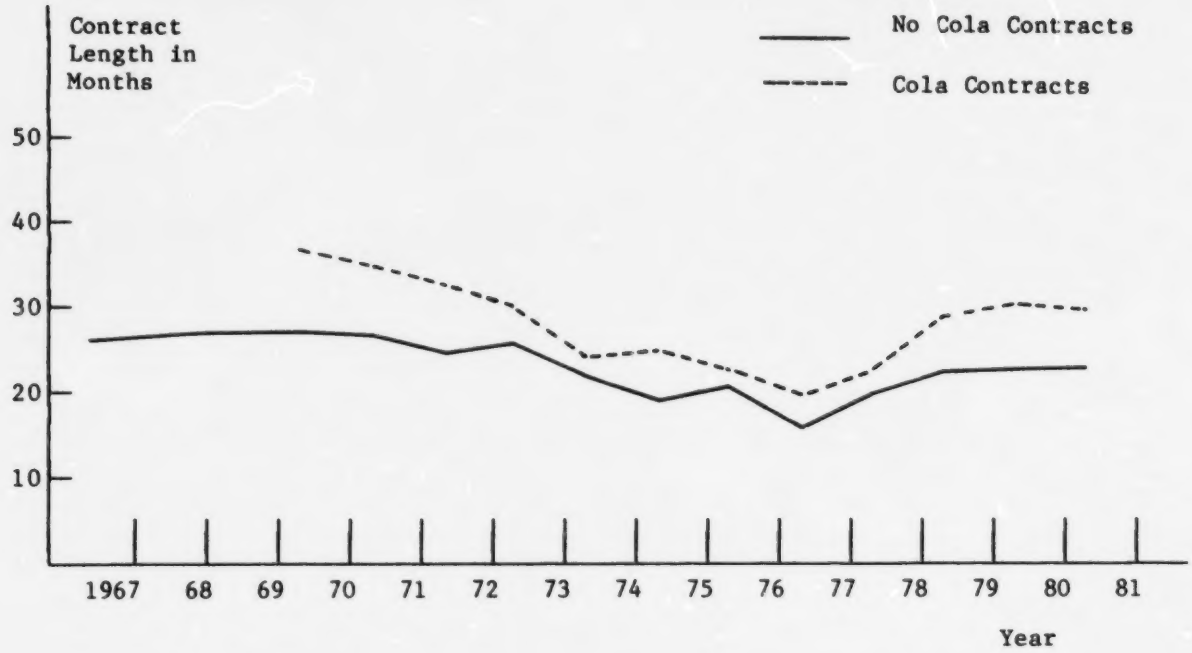


FIGURE 2

EMPLOYEE-WEIGHTED ANNUAL AVERAGE CONTRACT LENGTH: PRIVATE SECTOR

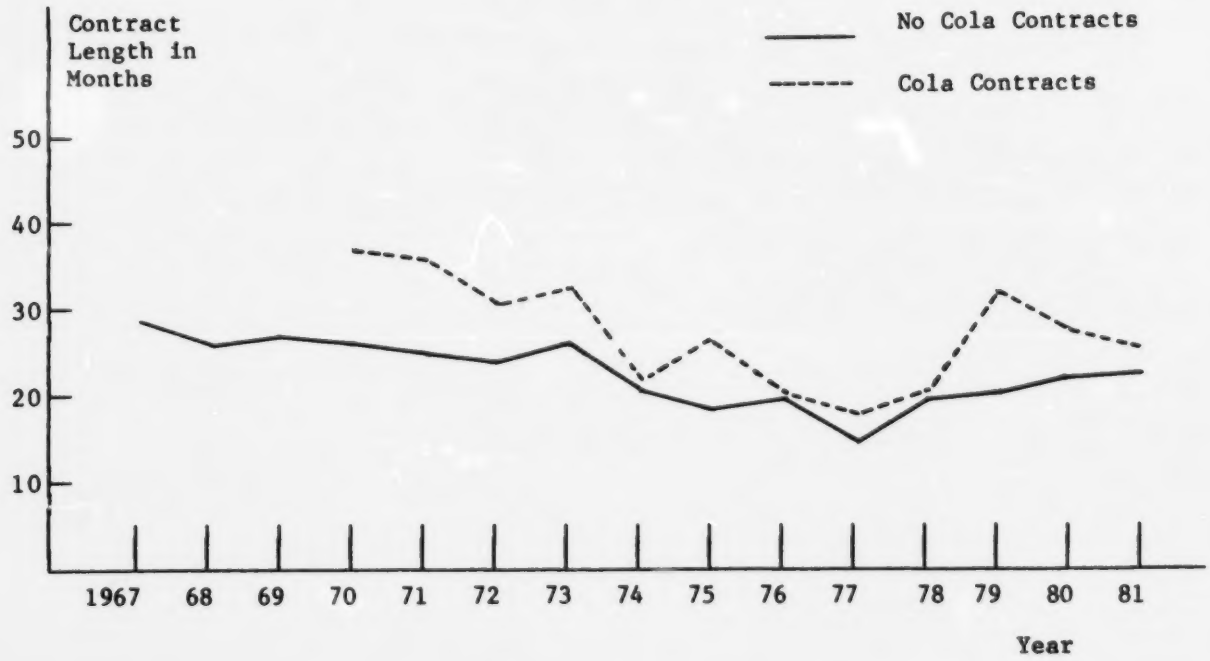


FIGURE 3

SIMPLE ANNUAL AVERAGE CONTRACT LENGTH: PUBLIC SECTOR

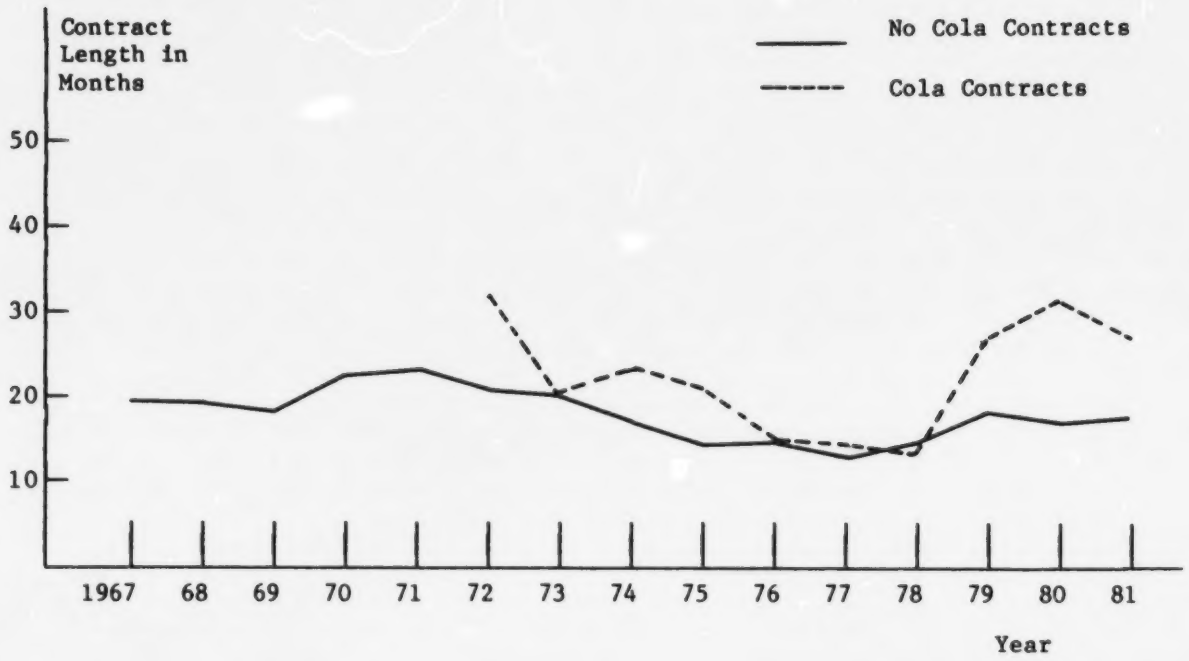
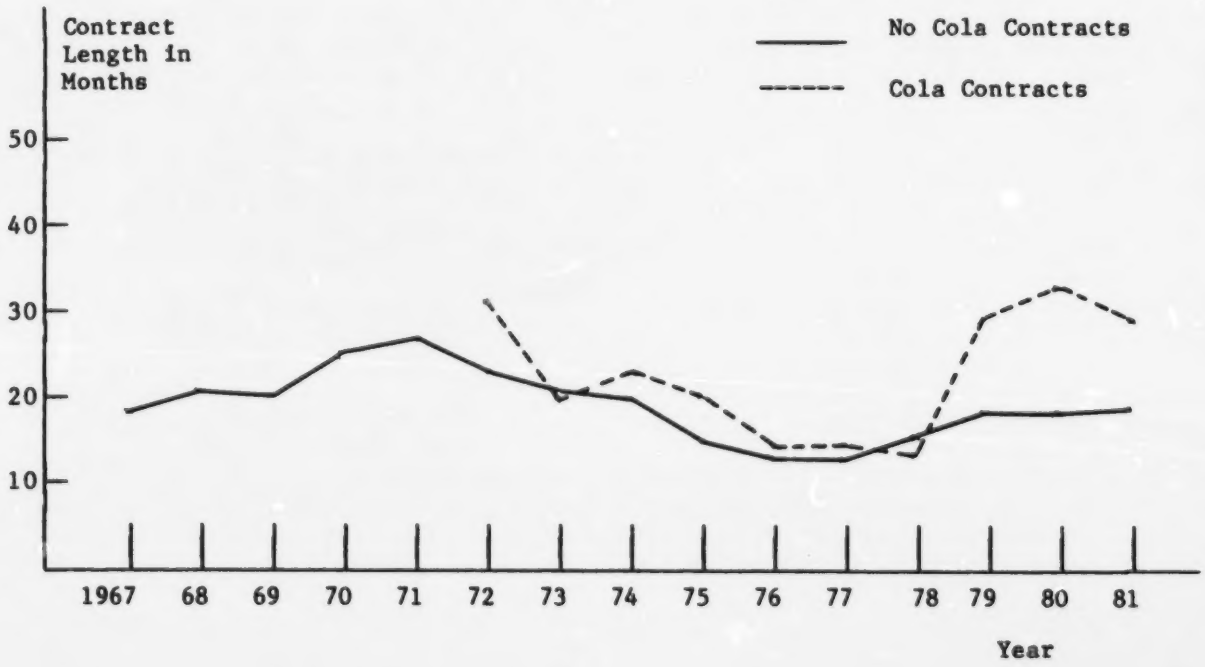


FIGURE 4

EMPLOYEE-WEIGHTED ANNUAL AVERAGE CONTRACT LENGTH: PUBLIC SECTOR



sorted by file number, there are 1,118 private sector and 636 public sector sequences of two or more contracts. Since the number of implied chronologies is very large, only an illustrative set of them is included in this study. This set consists of the largest, most continuous bargaining situations, within certain industries as defined in Statistics Canada's Standard Industrial Classification (SIC). The chosen ones involve contracts covering long historical periods. These private and public sector chronologies are presented in the Appendix Tables A1 and A2. The tables also indicate the relevant SIC classifications, the company's file number, and the relative size of the chosen chronology.[31]

The two tables display a wide variety of behaviour. Two companies signed contracts of the same duration for over 12 years. File #03100500101 signed seven two-year contracts, while File #54409000203 signed 14 one-year contracts. In all other cases contract duration varied, sometimes substantially; e.g., File #29509400101 which signed contracts ranging from one to three years. There is little evidence in this, admittedly small, number of chronologies of any regular alternating between short and long contracts. The nearest example of such behaviour is contained in Table A1(v): File #27109401103 alternated between two and three-year contracts until 1980, when it signed a two-year contract which followed the 1978 two-year contract. The fact that most companies do not adhere to a fixed duration rule may suggest that contract length does respond to changes in economic conditions. There is fairly strong evidence, for instance, that contract duration declined during the AIB period: File #37800501001, which never before signed one-year contracts, signed three consecutive such contracts between 1976 and 1978. This is also true of Files 93100700101, 63100990101 and 50109000105. However, these statements do not amount to formal hypothesis tests, and exceptions can be found; e.g., File #29509400101. A second question is whether the decline of contract duration is due to the advent of controls or increased inflation uncertainty. These two influences are disentangled in section six.

It will be recalled that the data of Table 8, section three, indicated that indexed contracts are of longer duration that unindexed ones. The chronologies chosen happen not to reflect this fact. When COLA clauses appear for the first time, they are accompanied by no evident increase in their duration.[32]

The contracts contained in these chronologies were signed in a wide variety of settlement stages and indicate no direct relationship between stage of settlement and duration. For instance, File #82100905391, which almost always signed two-year contracts, reached these settlements in stages ranging from Conciliation Officer (2) to Arbitration (9). By contrast, File #54409000203's one-year contracts were always arrived at

---

[31]The notation Li, in the tables, indicates that the particular situation had the ith largest number of employees in its last contract.

[32]See, for instance, File #03100500101 and 06100200201. The reader is reminded, however, that the presence of a COLA clause need not imply heavy indexation. This may be particularly true in the case of the first COLA contract signed by two parties.

through direct bargaining. These wage chronologies suggest that very useful work, beyond the scope of this study, can be done by looking at the strike record of particular firms. The contrast between #29509400101's rather poor industrial relations record (three consecutive contracts involving a strike) and #54409000203's spotless record is very striking. It would be interesting to know what proportion of Canada's person-days lost in strikes is attributable to a particular set of bargaining situations.

The duration of negotiations range from one month to the staggering 15 months it took to negotiate the two-year contract signed by File #82100905391 in 1976. In general, the duration of negotiations appears unduly long.

Table 15 considers these chronologies from a different perspective. It addresses the question, What proportion of these contract sequences displays no variation in duration? The chronologies were used to construct the standard deviation of contract duration. The proportion of these with a standard deviation equal to zero was then calculated. Table 15 reports this proportion by NC, where NC is the number of contracts in a sequence. Of the 1,118 sequences in the private sector that had NC $\geq$ 2, 21.7 percent had no variation in contract duration. Clearly, the greater the number of contracts in any one chronology, the smaller this proportion is likely to be. Hence the decline from 42.7 percent for NC = 2, to 10.7 per cent for NC $\geq$ 4. A similar pattern exists in the public sector.

TABLE 15

THE PROPORTION OF CHRONOLOGIES WITH A ZERO STANDARD DEVIATION OF DURATION (1961Q4 - 1981Q3)

	NC $\geq$ 2		NC = 2		NC = 3		NC $\geq$ 4	
	Contracts	%	Contracts	%	Contracts	%	Contracts	%
Private	1,118	21.7	274	42.7	254	24.8	590	10.7
Public	636	23.0	116	32.8	132	23.5	388	19.9
Total	1,754	22.2	390	39.7	386	24.4	978	14.3

NC $\equiv$ Number of contracts in sequence.

Table 16 indicates the proportion of chronologies with a zero standard deviation in duration by SIC category. Logging and Forestry contracts in the private sector and Health contracts in the public sector are most likely to be of unchanging duration. At the other extreme, only 1.8 percent of federal contracts are in that category.

TABLE 16

THE PROPORTION OF CHRONOLOGIES WITH A ZERO STANDARD DEVIATION OF DURATION BY SIC GROUP (NC ≥ 2) (1961Q4 - 1981Q3)

	PRIVATE SECTOR			PUBLIC SECTOR	
SIC	Contracts	%	SIC	Contracts	%
Logging and Forestry	36	36.1	Health	251	35.9
Mining	60	18.3	Education	143	13.3
Manufacturing	709	24.4	Federal	57	1.8
Other	313	14.7	Provincial	67	23.9
			Municipal	118	17.0
Total	1,118	21.7	Total	636	23.0

NC ≡ Number of contracts in sequence.

In summary, this section has shown that only a small proportion of both private and public sector contract chronologies involve no change in contract duration. Most agents have found it desirable to adjust contract durations in response to economic conditions and circumstances. It was found, for instance, that contract duration declined after 1973 and that it began to increase again toward the end of the sample period. It will be one of the major tasks of section six to untangle the separate influence of inflation uncertainty and the Anti-Inflation Program on contract length.

These chronologies constitute an interesting new way of looking at a number of labour market characteristics. However, it is rather difficult to make statistical inferences on the basis of these contract histories. In order to analyze the determinants of contract duration rigorously, it is necessary to revert to the pooled sample, treating each contract as a separate observation. The contribution of a number of variables will be evaluated and a host of hypotheses will be tested using regression analysis. Before this latter material is discussed, a brief survey of the literature dealing with contract duration is presented in section five.

SECTION FIVE

A REVIEW OF THE THEORETICAL AND EMPIRICAL LITERATURE

Interest in the general question of contract duration dates at least as far back as the early 1960s. It will be recalled from section two, that a very significant event in the evolution of North American practices with regard to contract duration was the two year COLA agreement reached by GM and UAW in 1948. This agreement, which was followed by a five-year contract in 1950, attracted considerable attention and may have helped fashion the trend to longer contracts noted earlier.[33] Commenting on this trend, Garbarino (1962) attributed it to (i) "the desire to minimize uncertainty and instability in union management relationships", and (ii) "the settlement of conflicts of interest or their conversion into conflicts of rights".[34]

The literature on this early period in the development of the long-term contract is reviewed by two Canadian studies carried out for the Task Force on Labour Relations[35] by Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968).

A major concern of these studies is the relationship between contract duration and the degree of wage indexation. Both authors believe that decisions with respect to these issues are made jointly[36] and that the lengthening of contracts during the 1950s would not have occurred if COLA clauses had not become widely accepted.[37] If Gorbet and Samlalsingh discuss

---

[33] See MacDonald (1967).

[34] Garbarino (1962, pp. 75-76) "Conflicts of rights in Industrial Relations involve the interpretation and enforcement of standards written into the collective bargaining contract or accepted by both parties as customary practice. Conflicts of interest involve bringing new issues into the area of collective bargaining. Viewed over time, virtually all aspects of collective bargaining involve conflicts of interest at first. As the relationship develops, areas in which standards are established then become the arena for possible conflicts of rights."

[35] See Report No. 44, 1968. This report, which appears to be in two parts is authored by F.W. Gorbet (dated January, 1968) and R.S. Samlalsingh (dated September, 1968), and is entitled The Duration of Collective Agreements.

[36] Gorbet (1968, p. 6) and Samlalsingh (1968, p. 2). In this regard these studies anticipate the concerns expressed by Gray (1978) and Cousineau, Lacroix and Bilodeau (1980). Both studies contain a great deal of material regarding the incidence of COLA clauses.

[37] In this regard the GM-UAW contract is of particular interest, and both studies discuss it at length. There is a tendency, however, to treat the existence of a COLA clause as synonymous with a high degree of indexation. Their arguments would not be convincing if that were not the case. Indeed, we know that COLA yields tend to be rather low.

the determinants of contract duration without regard to the question of indexation, it is because they feel that this procedure is analytically convenient.

With this justification, Gorbet and Samlalsingh turn their attention to the determinants of contract duration, their main concern. In addition to presenting a fair amount of information on contract duration,[38] these studies elaborate Garbarino's point (i) above.

Although Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968) covered much useful ground, both studies stopped short of a serious statistical analysis of the determinants of contract length. The authors argue, rather convincingly, that the discrete jump in contract duration during the 1950s was primarily related to the "qualitatively different system of wage negotiations".[39] There is, however, very little discussion of the likely determinants of contract duration once the new institutions were established.[40]

In the last few years, interest in the general question of the nature and length of contractual arrangements has been rekindled. Rather paradoxically, this appears to stem largely from developments in the theoretical literature on macro-economics in general and the efficacy of stabilization policies in particular.

The rational expectations literature has demonstrated that, under certain conditions, any attempt to stabilize the economy is doomed to failure. In assessing this important result, a number of individuals focussed on the institutional realities of the labour market. Fischer (1977), for instance, presented a model which involves overlapping wage contracts written for an arbitrary number of time periods. During any one period, a portion of economic agents is contractually bound to overlook relevant new information and, consequently, the monetary authority can affect output, despite the fact that agents form their expectations rationally. Since the proportion of agents who are locked into contracts during any particular period depends positively on the number of periods for which contracts are written, contract length emerges as a variable of paramount importance. An overlapping wage contract model was also considered by Taylor (1979).

---

[38]This information was reviewed in section two.

[39]Samlalsingh (1968, p. 1) is referring to the GM-UAW-style contracts.

[40]Both authors conclude that longer contracts are more likely to be found in larger units. However, this feeling was not based on any statistical analysis. Samlalsingh (1968, p. 21) hinted at an additional factor when she wrote "The economic environment prevailing in the period under consideration has been a major factor in the general shift towards longer contracts". We return to both these points in section six.

Why these wage contracts exist at all is an issue which has only recently attracted any sustained attention.[41] Also there has recently been renewed interest in the determinants of contract duration. Though contract duration has been known to vary across bargaining units, the implicit assumption hitherto made appears to be that this variance can be largely accounted for by differential negotiating costs. This assumption, that negotiating costs constitute the sole, or even prime, determinant of contract length, has been questioned. Fischer argued that if the monetary authority attempts to systematically exploit the opportunity inherent in his model to affect output, contract arrangements may change.[42] However, he did not provide any arguments as to the likely determinants of these arrangements.

This particular task was addressed by Gray (1978). In the context of a macroeconomic model where the degree of wage indexation and contract length are determined recursively, Gray concluded that when the degree of wage indexation is optimal,[43] contract length depends inversely on the amount of uncertainty in the system,[44] and it varies with the cost of writing contracts. Thus, while negotiating costs continue to feature prominently in discussions of the determinants of contract length, the latter now include further arguments such as the uncertainty variables discussed by Gray.

A recent paper by Canzoneri (1980) combines elements of both the Fischer (1977) and Gray (1978) papers in that it demonstrates a stabilization role for monetary policy in the context of a model in which contract length is endogenous.[45] In this paper, labour unions, having set the

---

[41] In this regard the exchange between Barro (1977) and Fischer (1977) is particularly interesting, as is the critical assessment of the implicit contracts literature contained in Akerlof and Miyazaki (1980).

[42] See Fischer (1977, p. 204).

[43] The optimum degree of wage indexation, which is in general less than complete but greater than zero, was derived in Gray's earlier (1976) paper and continues to depend on the same variables, namely the elasticities of labour demand and supply and the relative size of the variance of monetary and real disturbances. When the optimal degree of wage indexation is built into a contract, contract length is independent of the degree of indexation and depends mainly on transactions costs and uncertainty.

[44] This major conclusion is supplemented by a number of statements that follow from a disaggregated version of the model in which indexation is assumed to be costly. Gray shows (i) that indexing arrangements will then appear only in contracts which are sufficiently long, and (ii) that the proportion of indexed contracts will increase with monetary variability.

[45] Or, rather, contract length is endogenous for one set of market participants, namely labour unions. These unions, mindful of real wage targets over a number of periods, offer firms nominal wage targets over a number of periods.

nominal wage rate,[46] seek the contract length that balances the savings from less frequent negotiations (namely smaller contracting costs) against the costs of so doing (namely greater price level prediction errors and hence greater deviations of the real wage rate from its target levels). As in the Gray (1978) paper, contracting costs tend to lengthen contracts, while uncertainty tends to reduce contract length. In this model, uncertainty[47] gives rise to the price level prediction errors which affect contract length.

Finally, a recent paper by Scarth (1982) is relevant to this study. Scarth's paper evaluates tax-based incomes policies, as well as other policies for reducing the rate of inflation, in the context of a model of overlapping labour contracts. Because of this staggering of contracts, wage rates respond relatively slowly to current policy initiatives. One of the conclusions reached by Scarth (1982, p. 124) is, therefore, that "the single most effective policy for lessening the transitional unemployment costs of disinflation policy ... is one of government incentives for shortening average contract length." Scarth (1982, p. 125) goes on to point out that this shortening will, if involuntary, be costly to the parties involved "More frequent wage settlements would thus impose costs on the agents affected .... This warrants immediate study".

Despite these theoretical studies, there has been no recent empirical examination of the determinants of contract duration. There appear to exist only two studies mentioning the issue at all, and even these pay only passing attention to contract duration. A discussion paper by Cousineau, Lacroix and Bilodeau (1980) is primarily directed toward the empirical verification of the Shavell (1976) risk sharing model of wage indexation.[48] Since contract length does not figure in the Shavell framework, it is unclear why the authors consider contract duration at all. Nevertheless, Cousineau, Lacroix and Bilodeau specify a model in which the decision to index (in binary form) and contract length are considered jointly and they include a brief[49] discussion on contract length in their paper. Passing reference to contract duration is also contained in Crowley (1981), who discusses the impact of controls on a number of collective bargaining issues.

---

[46] In a risk-neutral fashion, unions select a nominal wage rate so that, given price expectations, the real wage rate will equal its target level.

[47] In Canzoneri's specific examples, uncertainty arises in the form of random shocks which affect aggregate demand and the money supply.

[48] In this regard data limitations imposed some rather severe constraints on their empirical model. For instance, while the Shavell (1976) and Blinder (1978) models deal with the optimal <u>degree</u> of wage indexation, Cousineau, Lacroix and Bilodeau (1980) examine the <u>incidence</u> of indexation. In addition, their empirical work proxies worker labour income rather than the sensitivity of <u>non-wage</u> income to inflation. Finally, they proxy the sensitivity of firm net income to inflation with the product of the inflation rate and a job vacancy rate.

[49] See Cousineau, Lacroix and Bilodeau (1980, pp. 23-24).

SECTION SIX

THE DETERMINANTS OF CONTRACT DURATION

The main determinants of contract length proposed in the literature appear to be negotiating costs and the degree of uncertainty in the system. Greater negotiating costs make for longer contracts, while greater uncertainty reduces the optimum contract length.

Our analysis next requires empirically viable proxies for transaction costs and uncertainty. It may be argued that the transaction costs associated with negotiations between an employer and a particular group of employees can be captured by a set of dummy variables which assigns each micro observation in the sample to an SIC group at the three-digit level. In the case of the private sector, four such groups are distinguished: PRSIC1 identifies contracts in logging and forestry, PRSIC2 identifies mining and milling and PRSIC3 contracts in manufacturing. The remaining contracts (e.g., contracts in transportation, communications, power, trade and services) form the basis of comparison. In the public sector, four dummy variables are included in the regression equations: PUSIC1 identifies health service contracts, PUSIC2 education contracts, PUSIC3 federal government contracts and PUSIC4 provincial government contracts. The basis of comparison is municipal government contracts. In the case of public sector COLA contracts only PUSIC1 and PUSIC2 are included because of the very small number of contracts involved. The coefficients on these dummy variables cannot be signed a priori.

The level of uncertainty as perceived by a particular negotiating group, depends on certain characteristics specific to the bargaining parties as well as prevailing economic conditions at the time. To the extent that the former are reasonably constant between contracts, they are, at least partially, captured by the various dummy variables mentioned above. Uncertainty regarding general economic conditions is assumed to consist of uncertainty regarding future price inflation. There is, now, overwhelming evidence that anticipated future inflation figures prominently in wage negotiations and that base wage changes are significantly affected by this variable.[50] It seems reasonable to suppose, therefore, that if agents are uncertain about the future rate of inflation, they will attempt to minimize the length of time over which an agreement (which will very likely incorporate incorrect projections of inflation) will hold. This argument applies even to contracts which contain cost of living escalators, provided that the degree of indexation is not complete and the price of the firm's product does not rise at a rate identical to that of the Consumer Price Index. Thus, the coefficient on the variable proxying inflation uncertainty in equations determining contract length should have a negative sign.

---

[50] In the context of the contract data analyzed by this paper, Riddell (1979) and Christofides, Swidinsky and Wilton (1980a, 1980b) all report that inflation expectations significantly affect wage settlements at the micro level. See also Canzoneri (1980) for a theoretical discussion of this point.

In order to obtain a proxy for inflation uncertainty, it is assumed that the rate of inflation can be adequately described by a distributed lag of past rates of inflation.

$$(1)\quad \dot{P}_t = b_o + b_1 \dot{P}_{t-1} + b_2 \dot{P}_{t-2} + \ldots + b_N \dot{P}_{t-N} + V_t$$

This equation is re-estimated in each quarter of the sample as another value of $\dot{P}$ is introduced into the sample,[51] beginning with a sample of CPI inflation (at annual rates) that terminated in the quarter prior to the very first (1966Q4) contract. The Almon method of distributed-lag estimation is used with a lag length equal to eleven quarters, a polynomial of degree three and distributed lag weights which are not constrained to add up to unity.[52] The square of the standard errors of estimate from these sliding regressions is then used as a proxy for the variance of anticipated inflation in the respective quarters. Since this variable is intended to capture fluctuations in the uncertainty regarding future inflation its value in any one quarter applies to all contracts signed during that period. This variable appears in Figure 5. As can be seen, inflation uncertainty is reasonably constant until 1973, it peaks during 1977 and declines thereafter.

Another variable included in the empirical work of this section is a dummy variable DAIB which takes the value of unity during the AIB period 1975Q4 to 1978Q3 and equals zero at all other times. As already seen in section three, there are strong indications that contract duration shrank during the period of controls. Accordingly, this variable should have a negative coefficient.

As noted in the review of the literature contained in chapter five, two further variables were considered by Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968), namely the size of the negotiating unit and the wage settlement. It was thought likely that the employer may be prepared to "pay" for longer contracts[53] and that larger units may write longer contracts. In order to

---

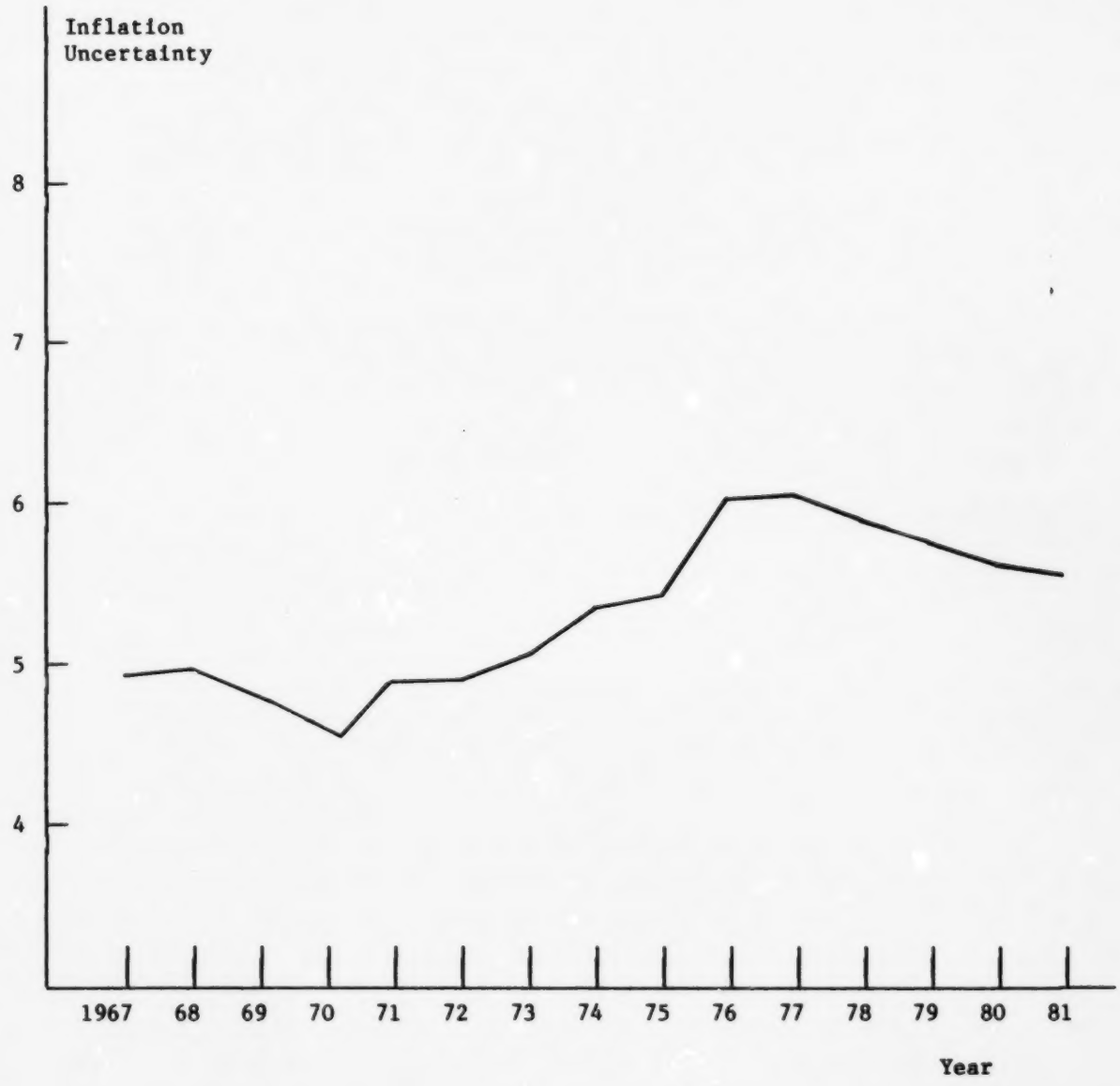
[51] A similar procedure was used in earlier work in the context of a weak form of rational expectations to generate contract-length-specific projections of anticipated inflation. For more details, see Christofides, Swidinsky and Wilton (1980a, 1980b). The present specification improves on the earlier one by ensuring that agents are provided with no more information than was available at the time contract negotiations took place and by dispensing with the assumption of temporal stability in the basic equation (1).

[52] When the distributed lag weights <u>are</u> so constrained, very similar results emerge. However, in light of Sargent's (1971) criticism of so constraining distributed lag weights and in order to economize on space, these results are not reported.

[53] However, Gorbet and Samlalsingh were not able to come up with any hard evidence to back this conjecture. An additional variable, strike costs, does not have a clear effect on duration. See Jacoby and Mitchell (1983).

FIGURE 5

AVERAGE ANNUAL INFLATION UNCERTAINTY



examine these possibilities, the variables $\dot{W}$ = the annual increase in the base wage rate over the life of the contract and EMPS = the number of employees covered by the contract are also considered.

In the empirical analysis that follows, desired contract length L* (in months) at the individual, micro, level[54] is assumed to depend on a set of the industry dummy variables, the AIB dummy variable, the uncertainty variable UNCERT and the two variables $\dot{W}$ and EMPS. Thus, we have

$$(2)\quad L^* = \alpha + \beta \text{DAIB} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \text{SIC}_i + \delta \text{UNCERT} + \epsilon \dot{W} + \zeta \text{EMPS}$$

In order to take account of the possibility that actual contract length may adjust to the desired level over time,[55] the partial adjustment mechanism (3) was hypothesized,

$$(3)\quad L = \eta L^* + (1-\eta)\, \text{PL},$$

where L is the current and PL the past length of contract (in months) and the constant $0 < \eta \leq 1$. A stochastic version of the equation that obtains when (2) is substituted in (3) was estimated using OLS[56] and non-linear parameter constraints designed to unscramble the basic parameters (i.e., $\alpha, \beta, \gamma_i, \delta, \epsilon, \zeta$ and η) and the standard errors of the model.

This is equation (4) below:

$$(4)\quad L = \eta\alpha + \eta\beta \text{DAIB} + \eta \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \text{SIC}_i + \eta\delta \text{UNCERT} + \eta\epsilon \dot{W} + \eta\zeta \text{EMPS} + (1-\eta)\, \text{PL} + \mu$$

---

[54] The pre-AIB and AIB sample of observations used in this study differs somewhat from the samples used in earlier work because all contracts signed by the same employer were merged and treated as one contract.

[55] Adjustment costs may arise if union leaders find it hard to sell new contract lengths to the membership at large. The alternative interpretation of PL as a measure of relevant bargaining unit characteristics and transactions costs yield results which are similar to those in Tables 17 and 18 below.

[56] It must be recognized that contract duration is but one of a number of issues addressed in each labour contract. Other obvious items are the degree of wage indexation, the non-contingent increase in base and other wage rates, as well as a host of other issues pertaining to labour/management relations. What is ideally required is a system of equations explaining all these variables. In light of the fact that very little work has been done in this whole area, however, the present single-equation approach is reasonable. Further research on the joint determination of contract duration and the degree of wage indexation is under way, but, in the meanwhile, separate equations are estimated for indexed and unindexed contracts in the public and private sectors.

Tables 17 and 18 present results based on equation (4) for the private and public sectors respectively. Each sub-sector set of contracts was used to estimate equations with and without the AIB dummy variable as well as the variables $\dot{W}$ and EMPS.[57]

The results presented in Tables 17 and 18 are very encouraging. Considering the micro nature of the dependent variable, the fit is good and most variables have the expected signs. The partial adjustment coefficient has reasonable values which range from 0.451 (public sector indexed contracts) to 0.719 (public sector unindexed and private sector indexed contracts), indicating a rather rapid response of actual to desired contract lengths.

The uncertainty variable coefficient is always significantly lower than zero, indicating that, as inflation uncertainty increases, contract duration declines. This is the result discussed so extensively in the survey of the literature above. It is also interesting that this effect is quantitatively strong. As UNCERT increases from its low point (4.66 in 1970Q3) to its high point (6.05 in 1976Q3), contract duration declines range from 3.7 months ((6.05 - 4.66) x - 2.682) in the case of public sector unindexed contracts to 22 months in the case of public sector indexed contracts.[58] One noteworthy result is that heightened uncertainty has a greater impact on indexed contracts.[59] This is somewhat surprising, as it would appear that the variance of profit is likely to be smaller when wage rates are, at least partially, indexed. Finally, the impact of increased uncertainty is seen to be greater in the case of private sector unindexed[60] contracts than comparable public sector contracts. This differential effect may arise from the somewhat easier access, afforded to public sector employers, to discretionary revenues.

---

[57]The expected rate of inflation, which is collinear with UNCERT, was not significant.

[58]It should be pointed out, however, that the public sector COLA contract equation is not likely to be reliable because of the small number of contracts involved.

[59]Quite the opposite result was obtained by Christofides and Wilton (1982) who used a much smaller private sector sample. It must be recognized, though, that the coefficients in the preferred columns 2 and 5, Table 17, are not very different, while the results for the public sector COLA contracts are not reliable due to the fact that the sample size is small.

[60]The results on public sector indexed contracts are discounted, see footnote 58.

TABLE 17

THE PRIVATE SECTOR

THE DETERMINANTS OF CONTRACT LENGTH, 1966Q4 - 1981Q3

(|t| STATISTICS IN PARENTHESES)

	NO COLA	#OBS = 3,756		COLA	#OBS = 1,177	
Constant	60.950	46.698	44.243	78.299	58.195	78.094
	(28.70)	(17.32)	(15.98)	(13.23)	(8.21)	(11.99)
η	0.652	0.647	0.623	0.719	0.710	0.746
	(45.57)	(45.61)	(44.70)	(24.77)	(24.69)	(27.47)
UNCERT	-7.255	-4.401	-2.898	-9.742	-5.952	-8.070
	(18.60)	(8.58)	(5.39)	(9.28)	(4.64)	(6.99)
PRSIC1	2.346	2.194	2.888	0.509	1.007	2.896
	(2.46)	(2.30)	(2.97)	(0.24)	(0.48)	(1.53)
PRSIC2	2.609	2.769	2.837	3.644	3.177	1.950
	(3.01)	(3.20)	(3.23)	(2.87)	(2.49)	(1.69)
PRSIC3	2.004	1.887	1.662	4.361	4.416	2.740
	(5.56)	(5.24)	(4.48)	(5.90)	(5.96)	(4.00)
DAIB		-4.681	-6.120		-4.748	-4.480
		(8.42)	(10.53)		(5.00)	(5.30)
$\dot{W}$			-0.479			-0.666
			(12.98)			(11.98)
EMPS			-0.000			-0.000
			(1.26)			(1.48)
SEE	6.677	6.613	6.446	7.323	7.243	6.797
$\bar{R}^2$	0.277	0.291	0.326	0.210	0.227	0.319

The SIC dummy variables indicate some cross-sectional variability in contract duration. For instance, in the private sector, the longest contracts appear in mining, where the average duration is 2.609 months longer than that in industries, such as transportation, which form the basis of comparison. Many of these SIC dummy variables are statistically significant.

TABLE 18

THE PUBLIC SECTOR

THE DETERMINANTS OF CONTRACT LENGTH, 1966Q4 - 1981Q3

($|t|$ STATISTICS IN PARENTHESES)

	NO COLA #OBS = 2,906			COLA #OBS = 289		
Constant	45.927	34.991	35.769	256.49	117.104	129.670
	(21.51)	(12.49)	(12.51)	(8.97)	(3.74)	(4.48)
η	0.716	0.719	0.686	0.451	0.455	0.484
	(40.49)	(40.87)	(39.59)	(11.18)	(11.99)	(13.59)
UNCERT	-5.405	-3.258	-2.682	-40.793	-15.118	-15.821
	(13.88)	(6.17)	(4.96)	(8.12)	(2.68)	(3.09)
PUSIC1	-0.797	-1.015	-1.106	-0.491	-2.261	-3.265
	(1.97)	(2.52)	(2.70)	(0.24)	(1.15)	(1.89)
PUSIC2	4.064	3.848	4.843	-0.439	0.454	-0.827
	(8.81)	(8.40)	(10.17)	(0.15)	(0.17)	(0.35)
PUSIC3	3.058	2.918	2.288			
	(5.86)	(5.64)	(4.25)			
PUSIC4	2.738	2.598	2.622			
	(4.64)	(4.44)	(4.32)			
DAIB		-2.587	-3.763		-19.648	-19.993
		(5.92)	(8.18)		(5.53)	(6.46)
$\dot{W}$			-0.346			-0.893
			(11.85)			(5.37)
EMPS			0.000			0.004
			(0.51)			(3.43)
SEE	5.608	5.575	5.420	7.140	6.714	6.191
$\bar{R}^2$	0.257	0.266	0.306	0.560	0.611	0.669

The AIB dummy variable has the expected negative sign and is significant, indicating that contract duration did in fact decline during the period of controls. In the private sector this decline is approximately five months. In the public sector the impact ranges from about three months for unindexed contracts to some 19 months in the case of COLA contracts. While the latter figure seems rather large, the reader is reminded that the decline in mean contract length registered in column four, Table 11, is, at 13 months, not much lower.

The $\dot{W}$ variable is consistently negative and significant. This result is contrary to the Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968) conjectures. It is conceivable that this variable, which peaks during the high inflation uncertainty period, is standing in as yet another proxy for uncertainty. This is consistent with the fact that in three out of the four sub-sectors, the coefficient on UNCERT declines when $\dot{W}$ is included in the equations.

Finally, the EMPS variable has a very small coefficient, changing signs, and is almost never significant.

The results so far provide some evidence that contract length varies across industrial activities and this may reflect the existence of differential transaction costs. However, this traditional explanation of contract length must be supplemented by a new variable, namely inflation uncertainty. The data provide clear and convincing evidence that contract lengths decline as inflation uncertainty increases. Finally, there is clear statistical evidence that contract duration shortened during the period of controls. These conclusions hold in all sub-sectors, a fact which tends to strengthen our belief in their general validity.

It is particularly noteworthy that the equations in Tables 17 and 18 are able to distinguish a separate influence on contract duration stemming from increased uncertainty, following the oil shock of 1973 and the advent of controls in 1975Q4. This is important as these "shocks" were largely coincident. The results suggest that controls had, roughly speaking, about the same impact on contract duration as would be induced by an increase in inflation uncertainty from its minimum to its maximum value. Thus, controls are seen to have exerted a very powerful impact on contract duration.

SECTION SEVEN

SUMMARY AND POLICY IMPLICATIONS

Canadian wage contract practices, similar though they are to those in the U.S., differ from what is found in other countries in at least two respects. Wage contracts are staggered and they are of fairly long duration.

The duration of Canadian wage contracts increased to its present mean of about two years during the 1950s. Significant differences in contract length can be found between various sectors of the economy. Public sector contracts are of shorter duration than private sector ones, and unindexed contracts are of a shorter term than indexed ones.[61] Within each sub-sector, e.g., private unindexed contracts, the duration of wage agreements varies considerably.

The rather dramatic increase in contract duration that occurred during the 1950s has, to a large extent, been attributed[62] to the increased incidence of COLA clauses during that period. However, the two earlier studies of this period did not rule out the possibility that all contracts, including unindexed ones, increased in duration. The behaviour of contract duration before 1966, the date when our sample begins, lies outside the scope of the present study. It is clear, however, that since that date, the duration of all contracts, including non-indexed ones, has fluctuated dramatically. Contract durations began to decline during the early 1970s, reached a low plateau during the mid-1970s and increased again after 1978. One of the major tasks of this study was to explain this variation in contract duration.

The sample of individual contract agreements analyzed by the present study contains over 8,000 observations drawn from the period 1966Q4 to 1981Q3. These observations were sorted by file number to produce 1,118 private and 636 public sector wage contract chronologies of two or more contracts. These chronologies show that very few bargaining situations result in the same contract duration at all times. Agents' optimum contract duration appears to change over time depending on economic conditions and circumstances. It was the task of section six to analyze what these were.

The regression model specified in the previous section allowed contract duration to differ across major industrial classifications. These differences, which may arise from the fact that the costs of writing contracts may vary cross-sectionally, were found to be statistically significant. The size of the negotiating unit did not appear to exert any influence on contract duration. However, the annual base wage rate increase contained in each contract had a negative and statistically significant influence on contract duration. It was not clear whether this effect was

---

[61] The reader is referred to Table 8 of this study for further details.

[62] See Gorbet (1968) and Samlalsingh (1968).

important per se or whether this variable was mimicking the behaviour of other, more important variables such as inflation uncertainty and the onset of the Anti-Inflation Board.

The latter variables were found to exert a powerful influence on contract duration and help explain its decline during the mid-1970s. Inflation uncertainty, which began to increase after 1970, always entered the contract duration equations with a negative sign and was always statistically significant at the 1 percent level. It was found that as inflation uncertainty increased from its lowest (1970Q3) to its highest level (1976Q3), it depressed contract duration in the various subsectors by amounts ranging from four to 22 months.[63] The sample of wage contracts examined contained observations drawn from the period of controls, 1975Q4 to 1978Q3. Though contained within the longer period of high uncertainty indicated above, the latter period saw contracts of significantly lower durations than the pre-AIB and post-AIB eras. During this period of wage controls, contract lengths in the various subsectors were significantly shorter by amounts ranging from five to 20 months.[64] This result is as robust as the inflation uncertainty one and quite independent from it. There is no doubt that the regression equations are able to distinguish two separate forces at play.

These findings suggest that agents do not follow habitual patterns in arriving at contract duration. Of all agents with four or more contracts signed during the entire sample period, only 14.3 percent invariably signed contracts of the same duration. In most instances, contract length was an obviously endogenous variable, determined jointly, no doubt, with other important labour market variables such as wage rates and benefits. These decisions may be considered optimal from the point of view of the agents involved.

The resulting economic structure will have properties which may or may not be desirable from a macroeconomic, policy maker's, point of view. The complete freedom afforded agents results in a structure of staggered contracts of varying lengths and a bargaining calendar which is not regular. The staggering of wage contracts makes the response of the economy to shocks, be they random or policy induced, smoother than would be the case were all contracts to begin and end at the same time. The average contract duration influences the time frame over which the response will occur. Thus, in an economy such as that of Japan, where contracts are not as staggered as they are in Canada and average duration is short, shocks such as the oil price increases of 1973 and 1979 should work themselves through the economic system in an abrupt, speedy fashion. By contrast, in Canada, the process has been much smoother and more protracted. The relative merits of the two systems, from a welfare point of view, are as yet unexplored.

Another aspect of this is that anti-inflation policy initiatives in an economy such as Canada's will not produce quick results. The staggering of wage contracts combined with long average contract duration spread

---

[63] See Tables 17 and 18 for further details.

[64] See Tables 17 and 18 for further information.

the impact of policy over a long period of time. Thus in Scarth's (1982) model, a disinflationary policy will impose immediate unemployment costs with only a gradual reduction in the rate of inflation. It must be remembered, however, that another way of making this point is to say that in periods of excess capacity, reflationary policies will produce GNP gains well before the rate of inflation is affected. Since governments should think of themselves as being "in business" for the long run, the conclusion that policy measures must be brought forth to reduce average contract length (so that disinflationary policies can have a faster effect on inflation at a lower unemployment cost) must not be reached too hastily.

It is clear that because of the endogeneity of contract duration government intervention in any facet of the labour market will have an impact in other areas. Thus, the AIB's concern with wage settlements had a very clear effect on contract duration, an impact which was certainly not explicitly intended. This unintended effect on duration was probably beneficial, since it speeded up the impact of the disinflationary monetary policies which were put into effect at the same time.[65] In this regard, wage controls worked not only through their traditional impact on wage settlements but also through the structure of the bargaining calendar which they helped produce.

It is frequently argued that wage controls are not likely to be effective if implemented without supportive monetary and fiscal policies. The precise nature of this conjunction has never been satisfactorily spelled out. This study suggests, however, that there is a shoe on the other foot. That is, since controls appear to have shortened wage contracts, they may have accelerated the impact of disinflationary policies. This effect is quite independent of whatever effect controls may have had on the bargaining process and wage settlements. Whether wage controls should be implemented in order to speed up the response of the economy to disinflationary policies and abolished in order to slow down inflationary pressures during reflationary initiatives is an intriguing question that deserves further study.

---

[65] Of course, the AIB impact on duration did not mean that existing contracts were shortened/opened. But it did mean that the new contract structure which gradually replaced the old one became more responsive to the disinflationary policies, which were intended to remain in effect for a long time.

APPENDIX

WAGE CHRONOLOGIES

TABLE A1(i)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: FORESTRY, FISHING AND TRAPPING; SIC 031-049

(L2; File #03100500101)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1968	9	24	1,635	NO	3:Conc Bd	5
1970	9	24	1,585	NO	3:Conc Bd	7
1972	9	24	525	NO	4:P.C. Brg	7
1974	9	24	505	YES	5:Med	6
1976	9*	24	500	YES	5:Med	6
1978	9	24	1,300	NO	5:Med	7
1980	9	24	1,150	NO	2:Conc Off	6

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(ii)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MINING AND MILLING, SIC 050-099

(L2; File #06100200201)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1966	8	12	4,190	NO	1:Brg	3
1967	8	12	4,130	NO	1:Brg	3
1968	8	12	5,000	NO	1:Brg	7
1969	8	36	5,000	NO	1:Brg	7
1972	8	29	3,030	NO	1:Brg	10
1975	1	24	3,200	YES	3:Conc Bd	7
1977	1*	12	2,760	YES	3:Conc Bd	10
1979	1	24	3,090	NO	3:Conc Bd	11

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(iii)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MANUFACTURING; SIC 100-153

(L3; File #10290000103)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1970	8	36	1,000	NO	1:Brg	1
1973	10	23	1,000	NO	2:Conc Off	6
1975	9*	16	2,300	NO	3:Conc Bd	7
1977	1*	36	1,600	NO	4:P.C. Brg	9
1980	1	32	3,600	NO	11:Wk Stop	12

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(iv)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MANUFACTURING; SIC 154-249

(L7; File #24400490201)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1969	8	36	12,500	NO	1:Brg	3
1972	8	36	10,420	NO	1:Brg	3
1976	1	36	12,000	YES	1:Brg	3
1978	8	24	12,000	NO	2:Conc Off	4
1980	8	36	11,000	YES	1:Brg	5

TABLE A1(v)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MANUFACTURING; SIC 250-289

(L5; File #27109401103)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1968	5	24	700	NO	2:Conc Off	8
1970	5	36	835	NO	2:Conc Off	8
1973	5	24	925	YES	2:Conc Off	9
1975	5*	36	640	YES	11:Wk Stop	12
1978	5	24	2,415	NO	2:Conc Off	6
1980	5	24	2,900	NO	1:Brg	6

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(vi)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MANUFACTURING; SIC 290-359

(L4; File #29509400101)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1969	2	36	4,550	NO	1:Brg	4
1972	3	12	4,405	NO	2:Conc Off	6
1973	8	33	5,015	NO	11:Wk Stop	8
1976	11*	35	5,015	NO	11:Wk Stop	10
1979	9	17	7,260	YES	11:Wk Stop	7
1981	2	35	6,805	YES	1:Brg	2

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(vii)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: MANUFACTURING; SIC 360-399

(L1; File #37800501001)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1968	8	23	1,750	NO	3:Conc Bd	6
1970	7	14	1,750	NO	2:Conc Off	5
1971	9	24	1,600	NO	2:Conc Off	4
1973	10	29	1,550	NO	4:P.C. Brg	5
1976	3*	12	1,530	NO	11:Wk Stop	4
1977	3*	12	1,530	NO	5:Med	4
1978	3*	12	1,550	NO	1:Brg	3
1979	3	24	1,530	NO	1:Brg	3
1981	3	24	1,600	NO	1:Brg	4

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(viii)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: TRANSPORTATION; SIC 500-524

(L4; File #50109000105)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1969	1	26	6,300	NO	11:Wk Stop	8
1971	3	25	6,200	NO	5:Med	9
1973	3	24	6,990	NO	2:Conc Off	7
1975	4	24	7,250	NO	1:Brg	4
1977	4*	12	7,250	NO	1:Brg	3
1980	3	24	7,990	NO	1:Brg	4

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(ix)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: STORAGE, COMMUNICATION AND OTHER UTILITIES; SIC 524-599

(L2; File #54409000203)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1967	12	12	10,000	NO	1:Brg	2
1968	12	12	9,105	NO	1:Brg	3
1969	11	12	9,655	NO	1:Brg	3
1970	11	12	9,655	NO	1:Brg	3
1971	12	12	10,350	NO	1·Brg	4
1972	12	12	10,575	NO	1:Brg	4
1973	12	12	11,240	NO	1:Brg	3
1974	11	12	12,730	NO	1:Brg	6
1975	12*	12	5,852	NO	1:Brg	5
1976	12*	12	6,946	NO	1:Brg	3
1977	12*	12	7,580	NO	1:Brg	4
1978	12	12	16,300	NO	1:Brg	2
1979	12	12	16,600	NO	1:Brg	5
1980	12	12	17,000	NO	1:Brg	3

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A1(x)

PRIVATE SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: TRADE, FINANCE, ETC. AND SERVICES; SIC 600-899

(L2; File #63100990101)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1967	4	24	3,400	NO	3:Conc Bd	12
1969	4	24	3,200	NO	11:Wk Stop	6
1971	4	24	5,600	NO	2:Conc Off	5
1973	4	24	6,800	NO	1:Brg	5
1975	4	23	3,600	NO	12:P.S. Brg	9
1977	4	12	3,200	NO	1:Brg	4
1979	4	24	4,100	NO	1:Brg	8
1981	4	24	9,215	NO	2:Conc Off	7

TABLE A2(i)

PUBLIC SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: EDUCATION; SIC 801-809

(L2; File #80200290601)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1976	1*	17	11,500	NO	1:Brg	2
1977	6*	14	11,370	NO	1:Brg	3
1978	8	12	11,000	NO	1:Brg	3
1979	8	24	11,500	NO	2:Conc Off	8
1981	8	24	11,500	NO	1:Brg	3

*Denotes and AIB-period contract.

TABLE A2(ii)

PUBLIC SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: HEALTH AND WELFARE; SIC 821-828

(L2; File #82100905391)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1970	1	24	5,000	NO	2:Conc Off	4
1972	1	24	5,500	NO	6:Med Comm	7
1974	1	24	5,500	YES	5:Med	8
1976	1*	24	8,000	YES	2:Conc Off	15
1978	1*	24	8,000	NO	9:Arb	9
1980	1	27	12,500	NO	5:Med	9

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A2(iii)

PUBLIC SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: FEDERAL; SIC 902-909

(L1; File #90909000233)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1969	10	12	32,670	NO	1:Brg	3
1970	10	34	31,770	NO	9:Arb	13
1973	7	28	46,525	NO	5:Med	9
1976	3*	12	46,260	NO	1:Brg	6
1977	2*	12	46,780	NO	1:Brg	6
1978	9	24	52,620	NO	4:P.C. Brg	11
1980	10	24	48,870	NO	11:Wk Stop	14

*Denotes and AIB-period contract.

TABLE A2(iv)

PUBLIC SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: PROVINCIAL; SIC 931

(L7; File #93100700101)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1967	10	24	5,000	NO	1:Brg	7
1969	10	24	5,000	NO	3:Conc Bd	8
1971	10	24	5,400	NO	1:Brg	2
1973	10	24	6,500	NO	1:Brg	6
1975	10*	12	8,000	NO	1:Brg	8
1976	10*	12	15,500	NO	1:Brg	11
1979	10	24	12,000	YES	4:P.C. Brg	10

*Denotes an AIB-period contract.

TABLE A2(v)

PUBLIC SECTOR

CONTRACT CHRONOLOGY: LOCAL GOVERNMENT; SIC 951

(L1; File #95100400201)

Effective Date		L (months)	Employees	COLA	Settlement Stage	Duration of negotiations (months)
1966	12	12	5,300	NO	11:Wk Stop	5
1967	12	25	6,000	NO	1:Brg	3
1970	1	24	7,500	NO	2:Conc Off	4
1972	1	24	8,000	NO	11:Wk Stop	8
1974	1	24	8,000	NO	2:Conc Off	7
1976	1*	12	7,000	NO	2:Conc Off	7
1977	1*	12	8,000	NO	2:Conc Off	10
1980	1	24	5,600	YES	13:Other	12

*Denotes and AIB-period contract.

BIBLIOGRAPHY

Akerlof, G.A. and H. Miyazaki (1980) "The Implicit Contract Theory of Unemployment meets the Wage Bill Argument" Review of Economic Studies, XLVII, pp. 321-338.

Barro, R.J. (1977) "Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy" Journal of Monetary Economics, 3, pp. 305-316.

Blinder, A.S. (1978) "Indexing the Economy Through Financial Intermediation" in Stablization of the Domestic and International Economy, K. Brunner and A. Meltzer (eds.) North-Holland pp. 69-105.

Canzoneri, M.B. (1980) "Labor Contracts and Monetary Policy" Journal of Monetary Economics, 6, pp. 241-256.

Christofides, L.N. and D.A. Wilton (1979) Wage Controls in Canada (1975Q4 - 1978Q3): A Study of their Impact on Negotiated Base Wage Rates, Ottawa, Ministry of Supply and Services.

Christofides, L.N., R. Swidinsky and D.A. Wilton (1980a) "A Microeconometric Analysis of the Canadian Wage Determination Process" Economica, 47, pp. 165-178.

_____ (1980b) "A Microeconometric Analysis of Spillovers within the Canadian Wage Determination Process" The Review of Economics and Statistics, LXII, pp. 213-221.

Christofides, L.N. and D.A. Wilton (1982) "The Determinants of Contract Length", Journal of Monetary Economics, 12, pp. 309-319.

Cousineau, J.M., R. Lacroix and D. Bilodeau (1980) "The Determinants of Escalator Clauses in Collective Agreements", Université de Montréal, cahier 8049.

Crowley, R.W. (1981) "Income Control Policies and Industrial Relations in Canada", Canadian Public Policy, 7, pp. 534-549.

Fischer, S. (1977) "Long Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy: A Comment" Journal of Monetary Economics, 3, pp. 317-324.

_____ (1977) "Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule" Journal of Political Economy, 85, pp. 191-205.

Fortin, P. (1982) "Against the Money Game and Excessive Demand Restraint: A Middle of the Road Policy Alternative for Employment and Price Stability", Paper presented to the Canadian Economic Association, Ottawa, June 4, 1982.

Freedman, A. (1982) "A Fundamental Change in Collective Bargaining" Challenge, July-August, pp. 14-17.

Garbarino, J.W. (1962) "Bargaining Strategy and the Form of the Contracts" Industrial Relations, Vol. 1, No. 2, February.

Gorbet, F. (1968) The Duration of Collective Agreements, A Study Prepared for the Task Force on Labour Relations.

Gray, J.A. (1976) "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach" Journal of Monetary Economics, 2, pp. 221-325.

_____ (1978) "On Indexation and Contract Length" Journal of Political Economy, 86, pp. 1-18.

Jacoby, S.M. and D.J.B. Mitchell (1983) "Are Long-duration Contracts Insurance Against Strikes?" Monthly Labour Review, pp. 28-29.

Japan (1979) Labor Unions and Labor-Management Relations, Japanese Industrial Relations Series (The Japan Institute of Labor).

Macdonald, R.M. (1967) "Collective Bargaining in the Post War Period" Industrial and Labour Relations Review, July.

Marcil, A.R. (1975) "Cola Clauses in Major Wage Settlements in 1974" Bank of Canada Review, April, pp. 13-23.

McCallum, B.T. (1980) "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy" Journal of Money Credit and Banking, pp. 716-746.

Michaud, S. and J.C. Roy (1981) "Major Settlements with COLA Clauses" Labour Canada, Discussion Paper.

Molyneaux, D.J. (1980) "Unemployment, Industrial Production and Inflation Uncertainty in the U.S." The Review of Economics and Statistics, 67, pp. 163-169.

Mitchell, D. (1982) "Gain-Sharing: An Anti Inflation Reform" Challenge, July-August, pp. 18-25.

Pencavel, J. (1982) "The Effects of Incomes Policies on the Frequency and Size of Wage Changes" Economica, 49, May, pp. 147-159.

Prachowny, M.F.A. (1980) "The Effects of Wage Indexation on the Macro-Economic Performance of a Small Open Economy", Labour Canada, Discussion Paper.

Riddell, W.C. (1979) "The Empirical Foundations of the Phillips Curve: Evidence from Canadian wage Contract Data" Econometrica, 47, pp. 1-24.

Samlalsingh, R.S. (1968) The Duration of Collective Agreements, A Study Prepared for the Task Force on Labour Relations.

Sargent, T.J. (1971) "A Note on the Accelerationist Controversy" Journal of Money, Credit and Banking, 3, pp. 721-725.

Scarth, W.M. (1982) "An Evaluation of Tax-Based Incomes Policies" in Tax-Based Incomes Policies, M. Walker (Ed.) Fraser Institute.

Shavell, S. (1976) "Sharing Risks of Deferred Payment" Journal of Political Economy, 84, pp. 161-168.

Taylor, J. (1979) "Staggered Wage Setting in a Macro Model" American Economic Review, Paper and Proceedings, pp. 108-113.

U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Bulletins 1784, 1822, 1888, 1957, 2013, 2065, and 2095.

Travail Canada
Labour Canada

Document de travail

LES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

Canada

DOCUMENT DE TRAVAIL

LES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

par

L.N. Christofides

Direction de l'économique
et de la recherche en relations
industrielles

Economics and Industrial
Relations Research Branch

Janvier 1985

Publié sous l'autorité du ministre du Travail
gouvernement du Canada

Also available in English under the title

The Determinants of Contract Duration

Pour obtenir d'autres exemplaires de l'étude, veuillez communiquer avec le:

Centre de distribution
des publications
Travail Canada
Ottawa (Ontario) K1A 0J2

(819) 994-0543

N° de cat. de Travail Canada L48-0228/84F

©Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1985
N° de cat. L31-58/1985F
ISBN 0-662-93033-9

Imprimé au Canada

PRÉFACE

Les recherches et l'analyse des conditions des conventions collectives ont principalement porté sur l'importance des augmentations salariales négociées. Les enquêtes sur la détermination des salaires, tant institutionnelles que quantitatives, ont montré que des ententes salariales espacées peuvent ralentir la rapidité avec laquelle les règlements salariaux s'ajustent aux fluctuations de l'économie. On a cependant accordé très peu d'attention à la durée des conventions et aux facteurs qui influent sur leur variabilité. La présente étude qui a été réalisée en vertu d'un contrat par le professeur L. Christofides recherche les facteurs déterminants de la durée des conventions conclues de 1966 à 1981 en partant des données de Travail Canada sur les règlements salariaux.

Après un bref tour d'horizon de la durée variable des conventions dans certains pays industrialisés, le professeur Christofides se penche sur leur durée au Canada en prenant certaines tranches et séries chronologiques pour les examiner. Il procède ensuite à une étude de la documentation théorique et recherche de manière empirique les principales facteurs qui déterminent la durée des conventions. Il conclut qu'au cours de la période d'échantillonage, seulement 14 p. 100 des contrats de travail étaient toujours de même durée, et que la durée variable des contrats de divers secteurs pourrait être attribuable aux coûts différentiels de négociation. Les résultats empiriques laissent également entendre que l'incertitude au sujet de l'inflation ainsi que le Programme anti-inflation ont raccourci la durée des conventions de façon significative.

Sur le plan de l'ensemble des politiques, il découle de cette étude que la rapidité de réponse aux nouvelles politiques, ainsi que l'impact de ces politiques sur l'économie sont fonction de la durée moyenne des conventions. Au Canada, où leur durée est relativement longue, le niveau d'emploi aura tendance à s'ajuster aux changements de politique avant que les salaires ne se réajustent. Des politiques déflationnistes auront donc tendance à augmenter le chômage avant de réduire les salaires — à moins que la politique ne raccourcisse la durée des conventions comme ce fut le cas en vertu du Programme anti-inflation. Par ailleurs, si la durée des conventions demeure relativement longue, les politiques de stimulation économique feront se multiplier les emplois avant que les augmentations de salaire ne s'accélèrent.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
CHAPITRE UN	
Introduction	1
CHAPITRE DEUX	
Perspective historique et comparaisons internationales	4
CHAPITRE TROIS	
Variations transversales de la durée des conventions	14
CHAPITRE QUATRE	
Variations temporelles de la durée des conventions	19
CHAPITRE CINQ	
Revue des travaux théoriques et empiriques	34
CHAPITRE SIX	
Les déterminants de la durée des conventions	39
CHAPITRE SEPT	
Résumé et implications pour la politique publique	48
ANNEXE	
Chronologie des conventions	53
BIBLIOGRAPHIE	65

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 - États-Unis : durée des grandes conventions syndicales en vigueur 6

Tableau 2 - États-Unis : durée des grandes conventions syndicales en vigueur : ensemble des industries 8

Tableau 3 - États-Unis : durée des grandes conventions syndicales en vigueur : industrie manufacturière 8

Tableau 4 - États-Unis : durée des grandes conventions syndicales en vigueur : industries non manufacturières 9

Tableau 5 - Canada : durée des nouvelles ententes salariales : 1953-1966 11

Tableau 6 - Canada : durée des nouvelles ententes salariales : 1967-1981 12

Tableau 7 - R.F. D'Allemagne : nombre d'employés visés par les conventions, par durée 13

Tableau 8 - Variation de la durée des conventions 15

Tableau 9 - Répartition de la durée des conventions 17

Tableau 10 - Variation de la durée des conventions par secteur 18

Tableau 11 - Durée des conventions au cours de trois sous-périodes .. 20

Tableau 12 - Durée moyenne des conventions 22

Tableau 13 - Secteur privé : conventions par trimestre et durée moyenne 24

Tableau 14 - Secteur public : conventions par trimestre et durée moyenne 26

Tableau 15 - Proportion des chronologies présentant un écart-type de durée nulle 31

Tableau 16 - Proportion des chronologies présentant un écart-type de durée nulle par CAE 32

Tableau 17 - Secteur privé : déterminants de la durée des conventions 46

Tableau 18 - Secteur public : déterminants de la durée des conventions 47

Tableau A1 - Secteur privé : chronologie des conventions 55

Tableau A2 - Secteur public : chronologie des conventions 61

LISTE DES FIGURES

Figure 1 - Moyenne annuelle simple de la durée des conventions : secteur privé 28

Figure 2 - Moyenne annuelle, pondérée par le nombre d'employés, de la durée des conventions : secteur privé 28

Figure 3 - Moyenne annuelle simple de la durée des conventions : secteur public 29

Figure 4 - Moyenne annuelle, pondérée par le nombre d'employés, de la durée des conventions : secteur public 29

Figure 5 - Incertitude annuelle moyenne entourant l'inflation 41

REMERCIEMENTS DE L'AUTEUR

Je tiens à remercier M. Mueller pour les nombreuses suggestions et observations précieuses qu'il a formulées à diverses étapes de cette étude. J'ai également reçu des commentaires utiles de C. Aw, S. Michaud et S. Maphangoh. M. Legault a été assez aimable pour me fournir certains documents intéressants. Ma reconnaissance va également à Fred Longley, qui a porté à mon attention plusieurs ouvrages utiles provenant de la bibliothèque de Travail Canada, à Tim Westacott pour ses recherches bibliographiques et à Glen Stirling pour son excellent concours en matière de recherche.

Je voudrais également signaler la dette implicite que j'ai envers D.A. Wilton, R. Swidinsky et D.A.L. Auld, avec qui j'ai collaboré à plusieurs occasions.

CHAPITRE UN

INTRODUCTION

Si l'on a largement étudié, sur le plan tant théorique qu'empirique, divers aspects du comportement du marché du travail, la durée des conventions est un domaine qui reste presque entièrement à défricher. Peut-être a-t-il été supposé que les agents suivaient les habitudes prises dans ce domaine, concluant toujours des conventions de la même durée. Les variations de la durée des contrats susceptibles d'exister selon les secteurs sont peut-être imputables à la notion multiforme de "coûts de transaction" -- c'est-à-dire que les parties pour qui il est coûteux et difficile de parvenir à une entente, ou pour lesquelles la perspective d'arrêts de travail et de troubles industriels fréquents est par trop préoccupante, signent des conventions à long terme.

Cependant, deux éléments d'ordre général ont fait passer la question de la durée des conventions à l'avant-scène de la réflexion macro-économique. Le premier facteur tient aux travaux théoriques qui ont profondément transformé la construction des modèles macro-économiques et l'évaluation des politiques. L'idée voulant que les agents économiques forment des attentes ou anticipations au sujet de la valeur future des variables pertinentes de manière "rationnelle", c'est-à-dire à la lumière de la théorie économique et de toutes les informations disponibles[1], combinée à la fonction dite "d'offre de Lucas"[2], a débouché sur deux résultats quelque peu paradoxaux : i) le "postulat d'évaluation des politiques", selon lequel la structure de l'économie n'est pas insensible aux initiatives de la politique publique; et ii) le "postulat d'inefficacité des politiques", d'après lequel la production ne saurait être modifiée par la politique fiscale ou monétaire. Ces travaux ont été réexaminés par Fisher (1977) et Taylor (1979), entre autres auteurs, dont la conclusion a été que, sous certaines conditions, une intervention de la politique publique pouvait quand même avoir une certaine valeur. La réhabilitation, par Fisher et Taylor, du rôle joué par la politique publique dépend dans une mesure cruciale de leur hypothèse réaliste selon laquelle le marché du travail se caractérise par des conventions salariales à long terme dont les périodes d'application se chevauchent. Dans ce cas, les conditions de transaction du travail sont "gelées", ce qui empêche les agents d'anticiper sur les nouvelles initiatives de la

---

[1] Un exemple de formation non "rationnelle" des attentes est utiliser des retards échelonnés de façon arbitraire, ou des valeurs passées, des variables pertinentes. Au lieu de s'appuyer sur la théorie économique pour formuler la valeur attendue d'une variable subordonnée aux informations existantes, le processus de formation non rationnelle des attentes consiste à retenir des valeurs passées de la variable comme approximations de ses valeurs futures.

[2] Dans cette fonction d'offre, il est supposé que la production réelle réagit aux erreurs des attentes au niveau des prix : les hausses de prix non prévues stimulent la production. Le lecteur trouvera dans l'excellente étude de McCallum (1980) plus de renseignements sur les écrits consacrés aux attentes rationnelles.

politique publique, dont l'efficacité est ainsi rétablie. Les travaux de Fisher et Taylor ont stimulé un certain nombre de recherches théoriques sur la question de la durée des conventions, p. ex. celles de Gray (1978) et Canzoneri (1980). Ainsi, la réflexion théorique a redonnée de l'intérêt aux caractéristiques institutionnelles du marché du travail telles que la durée des conventions.

La deuxième raison, liée à la première, pour laquelle la durée des conventions est maintenant une préoccupation pour un certain nombre d'économistes est le caractère prononcé et persistant de la récession actuelle, tant au Canada qu'aux États-Unis. Un auteur soutien par exemple :

> "Nos marchés du travail ... sont fondés sur ... des conventions d'un à trois ans ... qui sont décentralisées et se chevauchent mutuellement... Ces caractéristiques se traduisent dans leur ensemble par une réaction lente des salaires et des prix à un fléchissement de la demande. Dans d'autres pays où les relations industrielles ne sont pas aussi conflictuelles qu'en Amérique du Nord, des "contrats sociaux" sont négociés au niveau central et tiennent compte de considérations macroéconomiques. Les rajustements à la baisse des salaires et des prix s'accompagnent dans ces pays d'un chômage beaucoup moins élevé et se font plus vite.[3]"
> (traduction)

Une opinion analogue est exprimée par Mitchell (1982, pp. 20-22), tandis qu'au moins un commentateur américain est allé jusqu'à prétendre que les conventions à long terme devraient être déclarées illégales[4].

Malgré ce regain d'intérêt pour la durée des conventions conclues sur le marché du travail, le sujet ne semble avoir fait l'objet d'aucune étude empirique, que ce soit au Canada ou aux États-Unis. Aussi un certain nombre de questions intéressantes demeurent-elles entièrement inexplorées : les conventions de travail varient-elles selon les secteurs et selon les époques? Dans quelle mesure les unités de négociation actuelles signent-elles des conventions de la même durée dans le temps? Si la durée vaire, à quel facteur peut-on attribuer les variations? L'incertitude entourant l'inflation a-t-elle une influence sur la durée? Les contrôles de prix et de salaires ont-ils un effet sur des aspects du comportement du marché du travail autres que les taux de rémunération? Dans l'affirmative, quelles en sont les répercussions pour la conduite de la politique publique en période de contrôle des salaires? Cette étude vise à élucider ces questions de même que certains sujets connexes.

L'étude s'ouvre sur un aperçu des pratiques observées dans un certain nombre de pays industrialisés en matière de durée des conventions. Les structures actuelles remontent, comme le montre le chapitre 2, au milieu

---

[3] Fortin (1982, pp. 19-20).

[4] Voir les observations attribuées à B. Bosworth dans A. Freedman (1982).

des années 1950, date à laquelle on a constaté une augmentation notable de la durée des conventions. On entre dans le vif du sujet, au chapitre 3, en étudiant les caractéristiques "en coupe" d'un échantillon de plus 8 000 conventions conclues chez des employeurs syndicalisés au Canada, dans le secteur tant privé que public, entre le quatrième trimestre de 1966 et le troisième trimestre de 1981. Les aspects chronologiques de l'échantillon sont étudiés au chapitre 4 sous deux angles. Nous étudions d'abord les pratiques observées en matière de durée des conventions au cours de trois sous-périodes intéressantes, à savoir la période allant du quatrième trimestre de 1966 au troisième trimestre de 1975, la période durant laquelle la Commission de lutte contre l'inflation (CLI) a été en vigueur (quatrième trimestre de 1975 - troisième trimestre de 1978) et la période d'après la CLI. Nous avons également élaboré des chroniques salariales, c'est-à-dire la chronologie des conventions conclues par des groupes de négociation particuliers. On constate que, lorsque plusieurs conventions ont été signées, leur durée n'a été invariante que dans 14 p. 100 de ces groupes de négociation. Dans la plupart des cas, la durée des conventions a été une variable manifestement endogène. Les travaux théoriques consacrés à la durée des conventions sont passés en revue au chapitre 5, de même que certaines études empiriques plutôt provisoires sur les déterminants de la durée des conventions. Au chapitre 6, des techniques d'analyse de régression sont appliquées aux données microéconomiques sur les conventions en vue d'expliquer les variations de la durée des conventions selon les secteurs, de même que les changements qui se sont produits dans le temps. Pour anticiper quelque peu sur ce chapitre, signalons que l'incertitude entourant l'inflation paraît exercer un effet appréciable et statistiquement significatif sur la durée des conventions. Il est mentionné aussi que l'expérience de contrôle des salaires et des prix vécue au Canada a eu un effet imprévu sur la durée des conventions; elle a diminué au cours de la période 4^{e} trimestre de 1975 - 3^{e} trimestre de 1978. Cet effet est indépendant des répercussions de l'incertitude entourant l'inflation sur la durée des conventions.

Chaque chapitre se termine par un résumé des constatations. Nos principaux résultats se trouvent réunis au septième et dernier chapitre, qui expose également les diverses implications de cette étude au plan de la politique publique.

CHAPITRE DEUX

PERSPECTIVE HISTORIQUE ET COMPARAISONS INTERNATIONALES

La nature des conventions de travail varie énormément selon les pays. Dans certains cas, par exemple au Canada et aux États-Unis, les conventions de travail sont des documents d'une ampleur et d'une complexité remarquables : une convention type précise les dates d'entrée en vigueur et d'expiration, les dates des hausses de rémunération et le caractère éventuel ou non de ces dernières. Si des hausses conditionnelles de salaire sont prévues, la convention stipule les conditions dans lesquelles les taux de rémunération seront révisés et la portée de ces révisions. Enfin, les conventions comportent des stipulations détaillées en matière de congés de maladie, de vacance et d'autres avantages monétaires et non monétaires. Dans d'autres pays, par contre, il arrive que les rémunérations et les avantages sociaux fassent l'objet de conventions distinctes. Au Japon, par exemple, la négociation des salaires se fait généralement chaque année, tandis que les avantages sociaux sont révisés un peu moins fréquemment. Il y a enfin des pays, comme le Royaume-Uni, où les conventions de travail ont un caractère plutôt provisoire et n'ont pas force exécutoire.

Les dispositions contractuelles en général et la durée des conventions en particulier sont relativement comparables sur les marchés du travail du Canada et des États-Unis. Des conventions de plus d'un an existaient dans les deux pays même avant la deuxième guerre mondiale, mais ce n'est que pendant les années 1950 qu'elles ont vraiment acquis la vogue qu'on leur connaît. Un fait qui a fortement contribué à l'apparition de conventions de longue durée dans les deux pays a été l'entente conclue aux États-Unis entre General Motors (GM) et les Travailleurs unis de l'automobile (TUA) en 1948. Cette entente de deux ans accordait aux employés de GM i) une hausse visant à ramener leur rémunération réelle au niveau de 1940, ii) des augmentations représentant une part des gains de productivité et iii) une clause d'indemnité de vie chère (IVC). Cette dernière clause a été considérée comme la condition sine qua non des conventions à long terme[5], et la vogue croissante des clauses d'IVC au cours des années 1950 a été de pair avec l'allongement des conventions de travail. Lorsque l'entente GM-TUA expira en 1950, elle fut remplacée par une convention de cinq ans. Un contrat du même genre fut signé la même année par GM et les TUA au Canada.

---

[5] Voir Garbarino (1962), Macdonald (1967), Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968).

Au cours des quelques années qui suivirent, la durée des conventions augmenta graduellement tant au Canada qu'aux États-Unis[6]. Malheureusement, les renseignements disponibles sur la durée des conventions revêtent une forme quelque peu différente dans les deux pays. Aux États-Unis (tableaux 1 à 4), ces données portent sur la durée moyenne de toutes les conventions en vigueur tandis qu'au Canada (tableaux 5 et 6) elles se rapportent aux nouvelles ententes salariales.

Comme le montre le tableau 1, la durée des conventions aux États-Unis a considérablement augmenté pendant les années 1950. En 1954, par exemple, la durée la plus courante était de 24 à 35 mois. En 1958, la moitié des conventions en vigueur l'était pour trois ans ou plus. Entre 1958 et 1960, la durée des conventions existantes se raccourcit quelque peu, avant d'augmenter de nouveau en 1962.

Des renseignements plus récents et complets sur la durée des conventions aux États-Unis figurent dans une série de sept publications du Bureau of Labor Statistics[7]. Ces données sont résumées dans les tableaux 2 à 4 qui suivent. Comme le tableau 1, les tableaux 2 à 4 indiquent la durée d'application des grandes conventions en vigueur au dernier jour du mois indiqué — au cours des années 1970, les "grandes" conventions étaient celles visant mille travailleurs ou plus. Quelque 1 500 conventions[8], portant sur de six à sept millions d'employés, ont été étudiées. Si l'on considère d'abord le tableau 2, qui s'applique à l'ensemble des industries, on constate que la proportion des conventions signées pour au moins trois ans[9]

---

6 Le contrat type négocié au cours des premières années de l'après-guerre avait une durée d'un an. Cela semblait perpétuer la pratique qui était la plus répandue avant la guerre. En quelques années, on put déceler une nette tendance à l'allongement des conventions de travail. Dans un relevé des conventions négociées en 1948, le Bureau of National Affairs constatait qu'environ 25 p. 100 de ces conventions s'appliquaient à plusieurs années. Cette proportion ... n'était probablement guère différente de celle davant la guerre. Pourtant, en 1950 ... ce rapport ... était passé à 55 p. 100 et en 1952 à 69 p. 100. En 1957, le chiffre était de 81 p. 100 et, en 1960 un point de quasi-saturation de 87 p. 100 était atteint." (traduction) Garbarino (1962), pp. 74-75.

7 Voir "Characteristics of Agreements Covering 1,000 workers or more", U.S. Department of Labor, BLS Bulletins 1784, 1822, 1888, 1957, 2013, 2065 et 2095.

8 Il s'agit d'environ les deux tiers de toutes les conventions de cette taille qui sont enregistrées au BLS pour juillet 1972 et 1973, des trois quarts des conventions enregistrées pour juillet 1974, 1975 et 1976 et de plus des quatre cinquièmes des contrats disponibles pour janvier 1978 et 1980.

9 Il convient de rappeler que le tableau 1 présente des données sur de grandes unités (5 000 employés ou plus), qui sont plus susceptibles d'avoir des conventions de longue durée. Lorsqu'on envisage des unités plus petites (1 000 employés ou plus), la proportion des conventions d'au moins trois ans n'était que de 40 p. 100 en 1961 (voir la Monthly Labor Review, octobre 1962 pp. 1136-43). La hausse de ce taux à 72,6 p. 100 au 31 juillet 1972 est donc d'autant plus remarquable.

était passée à 72,6 p. 100 au 31 juillet 1972. Cependant, au cours des années d'inflation 1973 et 1974, cette proportion est tombée à 66,9 et 63,8 p. 100 respectivement[10]. Elle a ensuite affiché une progression constante, atteignant 74,2 p. 100 au 31 janvier 1980. Un profil analogue se dégage des données moins agrégées présentées aux tableaux 3 et 4. Comme dans le tableau 2, les conventions de trois ans ou plus demeurent la norme dans les deux sous-secteurs. C'est dans les industries non manufacturières que la baisse de la proportion des conventions de trois ans ou plus est la plus accentuée -- cette proportion tombant de 74,8 p. 100 au 31 juillet 1972 à 56,3 p. 100 au 31 juillet 1974. L'industrie manufacturière a enregistré sa plus forte baisse entre le 31 juillet 1972 et le 31 juillet 1973, entre lesquels le taux est tombé de 71 à 68,4 p. 100. Au 31 janvier 1980, ces rapports étaient montés à 77,3 et 71,2 p. 100 dans les secteurs manufacturier et non manufacturier.

TABLEAU 1

ÉTATS-UNIS : DURÉE DES GRANDES* CONVENTIONS SYNDICALES EN VIGUEUR

	Moins de 24 mois		24-35 mois		36 mois ou plus		Total
	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions
31 oct. 1954	94	34,8	106	39,3	70	25,9	270
31 janv. 1958	30	11,5	101	38,5	131	50,0	262
31 janv. 1959	44	15,5	109	38,5	130	46,0	283
31 janv. 1960	45	18,3	95	38,6	106	43,1	246
31 janv. 1961	25	8,8	124	43,5	136	47,7	285
31 janv. 1962	24	8,5	97	34,3	162	57,2	282

Sources : Données de 1954 : BLS Report n° 75, Expiration Reopening and Wage Adjustment Provisions of Major Agreements, p. 3.

Données de 1958 à 1962 : Monthly Labor Review, janvier 1958, décembre 1958, décembre 1959, décembre 1960, décembre 1961.

Cité dans Gorbet (1968).

*Définies comme les conventions visant plus de 5 000 employés.

10 L'une des questions à approfondir dans cette étude est la mesure dans laquelle la durée des conventions réagit de façon prévisible à l'incertitude entourant l'inflation. On verra qu'au Canada cette incertitude a eu pour effet de raccourcir la durée des conventions.

Les renseignements sur la durée des conventions au Canada figurent dans les tableaux 5 et 6. Comme le tableau 1, le tableau 5 porte sur les années 1950 et le début de la décennie suivante; il est établi à partir des données figurant dans Gorbet (1968). Le tableau 6, conçu afin de fournir une continuité, a été établi à partir de données provenant de Travail Canada. Les tableaux 5 et 6 diffèrent tous deux des tableaux des États-Unis en ce sens qu'ils portent sur les nouveaux règlements intéressant 500 employés ou plus. Le tableau 5 fait ressortir l'allongement remarquable des conventions de travail au cours des années 1950. En 1953, par exemple, 2,6 p.100 seulement des nouvelles ententes étaient conclues pour 34 mois ou plus. Dix années plus tard, cette proportion était de 23,9 p. 100. De même, la proportion des nouvelles conventions d'une durée de 22 à 33 mois est passée de 25,8 p. 100 en 1953 à 56,4 p. 100 en 1963. Le tableau 6 indique que la situation de 1963 s'est maintenue grosso modo jusqu'en 1974. On a observé alors une baisse marquée de la durée de conventions, qui a semblé se poursuivre jusqu'en 1979. L'un des buts de cette étude est de se pencher sur cette évolution récente des pratiques en matière de durée des conventions.

Cet allongement remarquable de la durée des ententes salariales en Amérique du Nord ne semble pas s'être produit dans les autres pays industrialisés. Au Japon, par exemple, la négociation collective est dominée par l'offensive annuelle du printemps, au cours de laquelle près de 80 p. 100 des travailleurs organisés négocient leur salaire[11]. Une deuxième différence est que, si les conventions nord-américaines s'appliquent aux avantages sociaux aussi bien qu'aux taux de rémunération, les contrats négociés au Japon pendant l'offensive du printemps ne portent bien souvent que sur les salaires, les avantages sociaux étant négociés séparément et à intervalle moins fréquent. La notion de durée des conventions n'est donc pas sans ambiguïté dans ce pays[12].

---

11 Labor Unions and Labor-Management Relations, statistiques japonaises de relations industrielles (Institut du travail du Japon, 1979).

12 "L'offensive du printemps est une tradition bien établie dans notre société et représente un système bien particulier de négociation salariale. Elle a commencé en 1955, avant de prendre une grande ampleur en 1956 ... De nos jours, près de 80 p. 100 des travailleurs organisés entreprennent des négociations salariales lors de l'offensive du printemps." "Il est assez courant que les ententes salariales soient conclues séparément des autres questions. D'après une enquête du ministère du Travail, 83 p. 100 des entreprises ayant conclu une entente avec les travailleurs avaient signé un accord salarial séparément avec les divers syndicats ouvriers ... les négociations portant sur les ententes ouvrières globales ont lieu à d'autres occasions." Les deux citations sont extraites de Japanese Industrial Relations Series n° 2, 1979, Institut du travail du Japon, p. 6 et pp. 20-21 respectivement.

TABLEAU 2

ÉTATS-UNIS : DURÉE DES GRANDES* CONVENTIONS SYNDICALES EN VIGUEUR : ENSEMBLE DES INDUSTRIES

	Moins de 24 mois			24-35 mois			36 mois et plus			Total	
	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.
Juil. 1972	55	141	4,2	301	1 722	23,2	944	4 450	72,6	1 300	6 313
Juil. 1973	90	317	6,7	354	2 016	26,4	895	4 390	66,9	1 339	6 723
Juil. 1974	87	229	5,6	475	2 434	30,6	988	4 555	63,8	1 550	7 218
Juil. 1975	83	259	5,5	416	2 291	27,5	1 015	4 520	67,0	1 514	7 070
Juil. 1976	74	235	4,7	402	1 855	25,6	1 094	4 652	69,7	1 570	6 742
Janv. 1978	33	98	2,1	365	1 895	23,8	1 138	5 061	74,1	1 536	7 054
Janv. 1980	34	91	2,2	366	1 269	23,6	1 150	5 234	74,2	1 550	6 594

Emp. : employés en milliers.
*Définies comme les conventions visant plus de 1 000 employés.
Source: Bureau of Labor Statistics.

TABLEAU 3

ÉTATS-UNIS : DURÉE DES GRANDES* CONVENTIONS SYNDICALES EN VIGUEUR : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE

	Moins de 24 mois			24-35 mois			36 mois et plus			Total	
	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.
Juil. 1972	26	65	3,5	190	1 350	25,5	530	2 120	71,0	746	3 535
Juil. 1973	28	60	3,9	200	1 410	27,7	495	1 998	68,4	723	3 468
Juil. 1974	21	36	2,6	217	1 281	26,9	570	2 464	70,5	808	3 781
Juil. 1975	28	71	3,4	193	1 167	23,7	594	2 512	72,9	815	3 750
Juil. 1976	32	86	3,9	198	1 221	24,0	596	2 091	72,1	826	3 398
Janv. 1978	12	39	1,6	179	1 285	23,2	579	2 053	75,2	770	3 377
Janv. 1980	12	36	1,6	158	642	21,1	580	2 348	77,3	750	3 026

Emp. : employés en milliers.
*Définies comme les conventions visant plus de 1 000 employés.
Source: Bureau of Labor Statistics.

TABLEAU 4

ÉTATS-UNIS : DURÉE DES GRANDES* CONVENTIONS SYNDICALES EN VIGUEUR : INDUSTRIES NON MANUFACTURIÈRES

	Moins de 24 mois			24-35 mois			36 mois et plus			Total	
	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.
Juil. 1972	29	75	5,2	111	372	20,0	414	2 330	74,8	554	2 777
Juil. 1973	62	258	10,1	154	606	25,0	400	2 391	64,9	616	3 255
Juil. 1974	66	192	8,9	258	1 153	34,8	418	2 091	56,3	742	3 436
Juil. 1975	55	187	7,9	223	1 124	31,9	421	2 008	60,2	699	3 319
Juil. 1976	42	149	5,6	204	635	27,4	498	2 561	67,0	744	3 345
Janv. 1978	21	59	2,7	186	610	24,3	559	3 009	73,0	766	3 678
Janv. 1980	22	56	2,8	208	627	26,0	570	2 886	71,2	800	3 569

Emp. : employés en milliers.
*Définies comme les conventions visant plus de 1 000 employés.
Source: Bureau of Labor Statistics.

Les contrats de courte durée semblent également être la norme en Allemagne de l'Ouest. Comme l'indique le tableau 7, la plupart des travailleurs concluent des ententes d'un an, une proportion négligeable signant des conventions sensiblement plus longues (ou plus courtes). En 1980, par exemple, 92,6 p. 100 de tous les travailleurs visés par des conventions avaient conclu des ententes d'un an. Cette proportion ne semble pas avoir changé notablement depuis 1976, la plus ancienne année pour laquelle on a pu obtenir cette information.

Enfin, au Royaume-Uni, non seulement les ententes salariales sont généralement de courte durée, mais elles n'ont pas force exécutoire[13]; la notion de durée des conventions est donc plutôt ambiguë[14].

---

13 Il convient de souligner que, bien que les conventions conclues en Amérique du Nord soient parfois rouvertes, c'est là une exception plutôt que la règle. Par conséquent, tout renseignement rapporté au sujet de la durée des conventions est valable.

14 "Les ententes conclues par négociation collective dans le système britannique de relations industrielles ne lient pas les parties juridiquement de sorte que, à la différence de ce qu'on observe dans le secteur syndicalisé aux États-Unis, l'intervalle séparant les règlements salariaux n'est pas déterminé d'avance par la plus récente convention signée. Au contraire, la négociation d'une nouvelle entente salariale peut être amorcée au cours de n'importe quel trimestre." (traduction) J. Pencavel, "The Effects of Incomes Policies on the Frequency and Size of Wage Changes", Economica, 49 (mai 1982), p. 148.

Cette brève description de l'évolution de la durée des conventions au Canada ainsi que les comparaisons faites à cet égard avec d'autres pays industrialisés nous préparent à un examen plus détaillé de l'évolution récente au Canada. La suite de cette monographie est une analyse d'un ensemble de données micro-économiques sur les conventions conclues dans le secteur syndicalisé canadien. Quelque 8 000 ententes conclues dans le secteur tant public que privé font l'objet de notre étude. Cette base de données remarquable, établie par Travail Canada, remonte jusqu'au quatrième trimestre de 1966 et va jusqu'au troisième trimestre de 1981[15].

Les chapitres qui suivent sont une étude de cet échantillon de conventions de travail sous un certain nombre d'angles différents, en commençant au chapitre trois par ses caractéristiques "en coupe".

---

15 Cet échantillon est plus vaste que celui du tableau 6, puisqu'il comprend les conventions intéressant 200 employés ou plus (et non 500 employés ou plus comme au tableau 6). Deux mises en garde doivent être faites au sujet de ces données. La première est que, après 1978, la portée des conventions visant moins de 500 employés peut être quelque peu ponctuelle. La seconde est que, dans le cas de ces "petites" conventions, l'identification des contrats avec clause d'IVC n'est pas toujours complète. Ces informations ont été utilisées à plusieurs occasions antérieurement en collaboration avec D.A. Wilton. Cependant, comme la présente étude porte sur la durée des conventions antérieures à la CLI et celles conclues dans le secteur public sous la CLI par une unité donnée à un moment particulier ont été fusionnés. Mon échantillon est donc un peu moins étendu que celui utilisé antérieurement.

TABLEAU 5

CANADA : DURÉE DES NOUVELLES ENTENTES SALARIALES* : 1953 à 1966

	Moins de 22 mois		22-33 mois		34 mois ou plus		Total
	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions
1953	111	71,6	40	25,8	4	2,6	155
1954	106	67,9	46	29,5	4	2,6	156
1955	142	72,4	48	24,5	6	3,1	196
1956	79	36,9	110	51,4	25	11,7	214
1957	71	47,3	64	42,6	15	10,1	150
1958	63	37,7	89	53,3	15	9,0	167
1959	55	28,8	102	53,4	34	17,8	191
1960	66	39,3	79	47,0	23	13,7	168
1961	76	38,6	88	44,6	33	16,8	197
1962	63	31,2	83	41,1	56	27,7	202
1963	37	19,7	106	56,4	45	23,9	188
1964	35	22,0	83	52,2	41	25,8	159
1965	26	13,8	72	38,1	91	48,1	189
1966**	10	14,7	33	48,5	25	36,8	68

*Visant 500 employés ou plus.
**Trois premiers trimestres.

Source: Ministère du Travail; cité dans Gorbet (1968) (aucun chiffre sur l'emploi n'était disponible).

TABLEAU 6

CANADA : DURÉE DES NOUVELLES ENTENTES SALARIALES* : 1967 à 1981

	Moins de 22 mois			22-33 mois			34 mois et plus			Total	
	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.	p. 100 des conventions	Conventions	Emp.
1967	53	97	23,3	112	130	49,3	62	169	27,4	227	396
1968	61	174	19,1	166	336	52,0	92	202	28,9	319	712
1969	77	171	21,4	187	415	52,1	95	213	26,5	359	799
1970	65	104	19,7	180	348	54,5	85	141	25,8	330	593
1971	76	101	21,1	189	370	52,5	95	191	26,4	360	662
1972	77	118	20,3	198	329	52,1	105	348	27,6	380	795
1973	68	131	17,7	230	377	59,9	86	169	22,4	384	677
1974	150	364	35,1	224	508	52,3	54	62	12,6	428	934
1975	211	331	50,9	164	312	39,5	40	115	9,6	415	758
1976	330	686	51,7	193	356	30,3	115	365	18,0	638	1 407
1977	401	752	69,5	138	247	23,9	38	44	6,6	577	1 043
1978	358	684	52,9	260	522	38,4	59	99	8,7	677	1 305
1979	196	344	34,8	265	447	47,0	103	332	18,2	564	1 123
1980	144	338	25,8	289	497	51,8	125	380	22,4	558	1 215
1981	155	307	31,4	263	467	53,2	76	117	15,4	494	891

*Visant 500 employés ou plus.
**Trois premiers trimestres.

Source: Travail Canada.

TABLEAU 7

RÉPUBLIQUE FÉDÉRALE D'ALLEMAGNE
NOMBRE D'EMPLOYÉS (MILLIERS) VISÉS PAR LES CONVENTIONS, PAR DURÉE

	1976		1979		1980	
	Employés	p. 100	Employés	p. 100	Employés	p. 100
10 mois ou moins	488	2,9	108	0,6	94	0,5
11 mois	632	3,8	391	2,3	1 157	6,5
12 mois	14 872	89,2	11 064	66,0	16 607	92,6
13 mois	34	0,2	5 001	29,8	15	0,1
14 mois	442	2,7	59	0,4	16	0,1
15 mois ou plus	82	0,5	59	0,4	9	0,0
Sans restriction	116	0,7	76	0,5	34	0,2
Total	16 666	100	16 758	100	17 932	100

Source: WSI Mitteilungen, mars 1977, 1980, 1981.

CHAPITRE TROIS

VARIATIONS TRANSVERSALES DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

Les données relatives aux ententes collectives mentionnées à la fin du chapitre 2 renferment des renseignements sur la durée de chaque convention traitée[16]. Ces renseignements peuvent être analysés aussi bien transversalement que dans le temps. Ce chapitre traite de certains aspects de l'analyse transversale des données.

Le tableau 8 présente quelques statistiques de base sur l'échantillon. À la colonne 9, la durée moyenne des conventions de cet échantillon de 8 128 contrats est égale à 21,9 mois, les valeurs allant de 6 à 60 mois. L'écart-type et le coefficient de variation[17] de l'échantillon sont de 8,45 et 38,6 p. 100 respectivement. Il est cependant clair que ces renseignements sont beaucoup trop globaux et qu'ils masquent des différences appréciables au niveau de la durée moyenne des conventions.

Les lignes de démarcation évidentes, dans une analyse transversale, sont celles qui séparent les conventions du secteur privé et celles du secteur public, ainsi que les conventions avec et sans clause d'IVC. Ces distinctions reflètent une désagrégation minimale, et les données font l'objet de nouvelles partitions afin de fournir plus de renseignements. Il faut signaler que l'existence d'une clause d'IVC ne signifie pas nécessairement une forte indexation des taux de rémunération de base sur l'Indice des prix à la consommation. En fait, Marcil (1975) a estimé dans une étude des conventions avec IVC dans l'industrie manufacturière canadienne que l'élasticité du taux de base à l'égard de l'IPC n'était que de 0,4 en 1974, l'année où l'utilisation de ces clauses a culminé. Dans ces études, nous parlerons indifféremment de "conventions avec clause d'IVC" et de "conventions indexées", ces expressions ne devant pas être interprétées comme impliquant une différence quelconque dans le <u>degré</u> d'indexation des rémunérations.

Le tableau 8 présente des statistiques sommaires sur la durée des conventions dans les quatre sous-secteurs. Trois points méritent d'être notés. En premier lieu, on observe une variation considérable de la durée des conventions dans tous ces sous-secteurs. Parmi les conventions sans clause d'IVC, on remarque des contrats de 6 mois seulement dans le secteur

---

16 La durée d'une convention est définie ici comme la date d'expiration diminuée de la date d'entrée en vigueur.

17 Le coefficient de variation est une mesure de dispersion sans unité; c'est le rapport entre l'écart-type d'une série et la valeur moyenne de cette dernière.

tant privé que public[18]. À l'autre extrême, on trouve aussi des conventions de très longue durée, la plus longue (60 mois) dans le secteur privé[19], un certain nombre d'ententes de 4 ans ou plus ont été signées dans les quatre sous-secteurs. La troisième ligne du tableau 8 indique l'écart-type de la durée des conventions par sous-secteur; cependant, comme cette valeur est sensible à l'unité de mesure choisie, on donne aussi le coefficient de variation. La quatrième ligne du tableau 8, montrant le rapport entre l'écart-type et la moyenne d'une série, indique que la plus grande variabilité de la durée des conventions est affichée par les ententes indexées du sectur public (42,1 p. 100), suivies de près par les ententes non indexées du secteur public (37,9 p. 100). De façon plus générale, les conventions du secteur public affichent une plus grande dispersion, du point de vue de la durée, que les conventions du secteur privé.

TABLEAU 8

VARIATION DE LA DURÉE DES CONVENTIONS (EN MOIS)
(4e TRIMESTRE 1966 - 3e TRIMESTRE 1981)

	Conventions du secteur privé			Conventions du secteur public			Toutes les conventions		
	Sans IVC	Avec IVC	Total	Sans IVC	Avec IVC	Total	Sans IVC	Avec IVC	Total
Nombre de conventions	3 756	1 177	4 933	2 906	289	3 195	6 662	1 466	8 128
Durée moyenne	23,66	27,09	24,48	17,17	25,4	17,93	20,83	26,79	21,90
Écart-type	7,85	8,24	8,08	6,51	10,7	7,40	7,98	8,81	8,45
Coefficient de variation	33,2%	30,4%	33,0%	37,9%	42,1%	41,3%	38,3%	32,9%	38,6%
Valeur minimum	6	8	6	6	12	6	6	8	6
Valeur maximale	60	51	60	48	54	54	60	54	60

[18] Des conventions de 6 mois ont été conclues par un certain nombre d'hôpitaux (p. ex. l'Hôpital général d'Ottawa, le Royal Victoria à Barrie et le General and Marine Hospital à Owen Sound), par le Hamilton Board of Education et par le Community Security Establishment. Dans le secteur privé, des contrats de 6 mois ont été conclus par York Farms de Brantford et par les magasins Dominion à Montréal.

[19] Des conventions de 5 ans ont été conclues par Kaiser Resources en Colombie-Britannique, par Harding Carpets à Collingwood et par Canadian Industries à Browsbury (Québec).

La variabilité de la durée des conventions par secteur est étudiée de manière plus approfondie au tableau 9, qui donne la répartition par fréquence de chacune des quatre catégories pour chaque année. Comme on le constate, les fortes variations de durée des ententes dans le cas des conventions indexées du secteur public est due à la proportion inhabituellement forte des conventions valables pour plus de trois ans. Dans les trois autres sous-secteurs, les conventions tendent à se répartir dans la place allant de un à trois ans, deux ans étant la durée la plus fréquente dans le secteur privé et un an la plus répandue dans le secteur public, sans clause d'IVC.

Le deuxième point qui se dégage du tableau 8 est la tendance générale des ententes du secteur public à présenter une durée plus courte que les contrats du secteur privé. La différence est significative sur le plan statistique[20]. Pour étudier cette question plus à fond, nous avons encore décomposé les données relatives aux quatre sous-secteurs dans les catégories plus fines présentées au tableau 10. Comme on peut le voir, les conventions du secteur privé sans IVC ont une durée uniformément plus longue que les conventions du secteur public, peu importe le palier de gouvernement. Par contre, la situation est moins claire dans le cas des conventions indexées. Bien que les conventions du secteur public soient en général moins longues, il n'en est pas toujours ainsi. Par exemple, les conventions conclues au niveau provincial ont une durée moyenne de 31,1 mois, soit plus que dans l'une quelconque des quatre catégories du secteur privé. La raison semble en être le comportement des conventions avec clause d'IVC signées au Québec. Un examen de la durée moyenne des conventions indexées par région révèle certaines disparités intéressantes : la durée moyenne était de 19,5 mois, de 42,6 mois et de 23 mois dans les Maritimes, au Québec et dans les Prairies - Colombie-Britannique respectivement, tandis qu'aucune entente avec clause d'IVC n'était signée en Ontario. Les durées moyennes correspondantes des conventions sans clauses d'IVC sont beaucoup plus homogènes : 21,7 mois dans les Maritimes, 16,4 mois au Québec, 15 mois en Ontario et 18 mois dans les Prairies - Colombie-Britannique.

La dernière caractéristique qui se dégage du tableau 8 est la propension des conventions indexées à s'accompagner d'une durée plus longue que les ententes sans disposition d'indexation. Dans le secteur privé, la durée moyenne des conventions est de 27,09 mois dans le cas des conventions avec IVC et de 23,66 mois pour les conventions sans clause d'IVC. Dans le secteur public, les chiffres sont de 25,4 et de 17,17 mois respectivement[21]. Cette généralisation se vérifie, à une seule exception près, au niveau désagrégé. Comme l'indique le tableau 10, les conventions avec clauses

---

20 D'après l'hypothèse que l'ensemble de données constitue un échantillon, plutôt que la population elle-même (auquel cas des déductions peuvent être faites à partir du tableau 8), les hypothèses de nullité mises à l'essai étaient que la durée moyenne des conventions non indexées du secteur privé était égale à celle des conventions du secteur public, et de même pour les conventions indexées. Les hypothèses de rechange étaient que les durées étaient plus longues dans le secteur privé que dans le secteur public. Les hypothèses de nullité ont été rejetées.

21 Ces différences sont statistiquement significatives au niveau de 5 p. 100.

d'IVC sont plus longues que les ententes non indexées, sauf dans l'industrie forestière (abattage compris). Cette constatation, à savoir que les clauses d'indexation vont de pair avec des conventions de durée plus longue, avait été faite dès le début des années 1960[22]. Il a cependant fallu attendre les travaux de Gray (1978) pour que les théoriciens se penchent sur la question[23].

TABLEAU 9

RÉPARTITION PAR FRÉQUENCE DE LA DURÉE (D) DES CONVENTIONS (EN MOIS) (4e TRIMESTRE 1966 - 3e TRIMESTRE 1981)

	$D \leq 12$	$12 < D \leq 24$	$24 < D \leq 36$	$36 < D \leq 48$	$48 < D \leq 60$	Total
Secteur privé						
Sans IVC	769	2 060	876	48	3	3 756
Avec IVC	141	538	475	22	1	1 177
Secteur public						
Sans IVC	1 628	1 106	162	10	0	2 906
Avec IVC	69	142	27	46	5	289
Total	2 607	3 846	1 540	126	9	8 128

En résumé, la durée des conventions conclues entre le dernier trimestre de 1966 et le troisième trimestre de 1981 présente des variations considérables. Elle va de 6 à 60 mois et se révèle plus longue dans les conventions indexées et les ententes conclues dans le secteur privé. Ces différences entre secteurs, qui sont statistiquement significatives, imposent un examen distinct de la durée dans les quatre sous-secteurs. Aussi l'analyse des séries chronologiques, au chapitre quatre, ainsi que l'analyse de régression faite au chapitre six sont-elles effectuées à un niveau désagrégé; une analyse qui porterait sur des données regroupées laisserait beaucoup à désirer, étant donné les différences appréciables de durée moyenne des conventions selon les quatre sous-secteurs.

Le chapitre qui suit met l'accent sur les aspects temporels de la durée des conventions.

22 Voir Garbarino (1962) et Macdonald (1967).

23 Voir le chapitre cinq.

TABLEAU 10

VARIATION DE LA DURÉE DES CONVENTIONS PAR SECTEUR (EN MOIS)

	Conventions	Durée moyenne	Écart-type	Coefficient de variation	Valeur Minimum	Valeur maximum
SECTEUR PRIVÉ						
(i) Sans IVC						
Foresterie	127	25,89	5,33	20,6%	12	36
Mines	158	25,78	9,47	36,7%	8	60
Industrie manufacturière	2 192	24,36	7,78	31,9%	6	60
Autres	1 279	21,97	7,68	35,0%	6	48
(ii) Avec IVC						
Foresterie	26	23,73	0,96	4,1%	20	24
Mines	87	28,02	8,01	28,6%	11	39
Industrie manufacturière	812	28,16	7,73	27,5%	10	48
Autres	252	23,65	9,24	39,1%	8	51
SECTEUR PUBLIC						
(i) Sans IVC						
Santé	1 116	14,89	5,40	36,3%	6	36
Éducation	579	20,10	6,16	30,7%	6	48
Fédéral	367	19,40	7,73	39,9%	6	38
Provincial	258	18,18	6,82	37,5%	9	36
Municipal	586	16,82	6,13	36,4%	9	36
(ii) Avec IVC						
Santé	120	25,38	11,25	44,3%	12	48
Éducation	45	30,80	11,83	38,4%	12	48
Fédéral	2	19,50	10,61	54,3%	12	27
Provincial	21	31,10	13,91	44,7%	12	54
Municipal	101	22,38	7,20	32,2%	12	36

CHAPITRE QUATRE

VARIATIONS TEMPORELLES DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

Ce chapitre a pour objet d'analyser le comportement d'un échantillon de conventions dans le temps. Deux façons générales de procéder sont intéressantes : i) on peut considérer l'ensemble des ententes au cours d'une période donnée (trimestre ou année) et étudier la durée moyenne des conventions (par trimestre ou année) au cours de toute la période de l'échantillon. C'est la méthode suivie dans les tableaux 11 à 14 et les figures 1 à 4. ii) Une autre façon de procéder consiste à s'intéresser aux chronologies de conventions, c'est-à-dire à suivre l'historique d'une entente particulière dans le temps. Cette méthode prend évidemment trop de temps, vu le grand nombre d'unités de négociation en jeu[24]. Cependant, en raison du "potentiel explicatif" de cette méthode d'analyse, un groupe choisi de chronologies a été établi; il est présenté au tableaux A1 et A2 de l'annexe.

Si nous employons d'abord la méthode i), le tableau 11 constitue une version plus détaillée du tableau 8. Ces statistiques descriptives sont présentées initialement pour trois périodes : celle qui a précédé la CLI, celle où la CLI a été en vigueur et les années postérieures à la CLI, jusqu'au 3^{e} trimestre de 1981. Une question évidente à se poser est de savoir si le programme de contrôle des salaires et des prix suivi du dernier trimestre de 1975 au 3^{e} trimestre de 1978 a eu un effet sur la durée des conventions. On pourrait prétendre que la signature d'une convention pendant que des mesures de contrôle s'appliquent implique l'acceptation d'un ensemble de conditions (p. ex. un règlement salarial) qui n'aurait pas été choisi en l'absence de ces mesures[25]. Si les mesures de contrôle doivent être abolies à une date indéterminée à l'avenir, les agents sont moins susceptibles de conclure des conventions de longue durée[26]. C'est en fait ce qui semble s'être produit. Le tableau 11 révèle une baisse de la durée moyenne des conventions dans les quatre sous-secteurs au cours de la période d'activité de la CLI. Dans le cas des conventions sans clause d'IVC, ce raccourcissement est d'environ sept mois dans le secteur privé et de cinq mois dans le secteur public. Les conventions indexées ont démontré des effets plus variables, diminuant d'un peu moins de cinq mois dans le secteur privé et de plus d'un an dans le secteur public[27]. Comme l'indique le tableau 11, ce raccourcissement ne se reflète pas dans les valeurs minimales de la durée des conventions pendant la CLI; ces valeurs sont probablement déterminées par des facteurs techniques propres à un petit nombre de

---

24 L'échantillon comprend environ 8 000 conventions, conclues au cours d'une période de 14 années; étant donné une durée moyenne d'environ deux ans, plus de 1 100 unités de négociation sont en cause.

25 Il existe à cet égard des éléments très convaincants. Voir Christofides et Wilton (1979).

26 Le Construction Industry Stabilization Council aux États-Unis est considéré comme ayant réduit la durée des conventions.

27 Ces différences sont statistiquement significatives.

situations de négociation. On observe toutefois une réduction marquée des valeurs maximales de la durée des conventions : il n'y a aucune convention de cinq ans pendant la période de la CLI et des ententes de quatre ans ne sont relevées que dans le cas des conventions indexées du secteur privé.

TABLEAU 11

DURÉE DES CONVENTIONS AU COURS DE TROIS SOUS-PÉRIODES

	Secteur privé		Secteur public	
	Sans IVC	Avec IVC	Sans IVC	Avec IVC
Avant la CLI				
Conventions	2 081	438	1 133	65
Durée moyenne	25,82	27,10	18,97	27,08
Écart-type	7,44	7,48	6,86	10,42
Coefficient de variation	28,8%	27,6%	36,2%	38,5%
Valeur minimum	7	8	6	12
Valeur maximum	60	51	48	52
Période de la CLI				
Conventions	782	236	849	59
Durée moyenne	18,58	22,32	14,17	14,49
Écart-type	7,56	8,91	5,03	4,86
Coefficient de variation	40,7%	39,93%	35,5%	33,5%
Valeur minimum	9	12	7	12
Valeur maximum	40	48	39	24
Après la CLI				
Conventions	893	503	924	165
Durée moyenne	23,06	29,31	17,72	28,90
Écart-type	6,83	7,58	6,31	9,38
Coefficient de variation	29,6%	25,9%	35,6%	34,0%
Valeur minimum	6	10	6	12
Valeur maximum	60	48	36	54

Avec l'abolition des contrôle, ce raccourcissement s'inverse et la durée moyenne des conventions tend à revenir à ses niveaux d'avant la CLI dans tous les sous-secteurs[28]. Les valeurs minimales sont de nouveau à peu près inchangées, tandis que les valeurs maximales accusent un allongement marqué dans le cas des conventions non indexées du secteur privé et indexées du secteur public.

L'évolution de la durée des conventions dans le temps est illustrée de façon plus détaillée aux tableaux 12 à 14 et aux figures 1 à 4. Le tableau 12 présente la moyenne (simple) trimestrielle de la durée des conventions pour deux catégories, tandis que les tableaux 13 et 14 montrent le nombre d'employés visés par les conventions signées au cours de chaque trimestre ainsi que la moyenne trimestrielle simple (D^{ms}) et pondérées par le nombre d'employés (D^{mp}) de la durée des conventions par sous-secteur. Les figures 1 à 4 présentent la moyenne simple et pondérée par le nombre d'employés de la durée des contrats par année pour les secteurs privé et public respectivement. Comme le montrent ces figures, les courbes pondérées par le nombre d'employés ont tendance à afficher des variations plus accentuées parce que des conventions particulières -- celles qui visent un grand nombre d'employés -- y exercent une influence plus importante. Les graphiques illustrent la diminution de la durée des conventions au cours de la période de la CLI de même que leur allongement ensuite[29].

Une autre façon d'étudier l'échantillon de conventions salariales considéré est d'établir des chronologies de conventions. C'est-à-dire qu'on classe l'échantillon par numéro de dossier et que toutes les conventions portant le même numéro sont imprimées dans l'ordre. On peut ensuite étudier un certain nombre de points intéressants dans chaque convention. Comme cette étude porte principalement sur la durée des conventions, cette variable a été étudiée (en mois), de même que le nombre d'employés visés, l'absence ou la présence de clause d'IVC (OUI indiquant une convention indexée), le mode de règlement de la convention[30] et la durée des négociations (en mois).

---

28 Dans la plupart des cas, cependant, ce redressement n'est pas complet. Seules les conventions avec IVC du secteur public ont une durée qui ne diffère pas sensiblement de leur valeur d'avant la CLI.

29 Ces figures illustrent également le fait noté au chapitre précédent, à savoir que les conventions indexées sont de plus longue durée que les conventions ne prévoyant aucune indexation.

30 Dans les chronologies qui suivent aux tableaux A1 et A2, les codes suivants sont utilisés : 1 = négociation directe; 2 = agent de conciliation; 3 = commission de conciliation; 4 = négociation postérieure à la conciliation; 5 = médiation; 6 = commission de médiation; 7 = négociation postérieure à la médiation; 8 = médiation après arrêt de travail; 9 = arbitrage; 10 = négociation après arbitrage; 11 = arrêt de travail; 12 = négociation après arrêt de travail; et 13 = autre.

TABLEAU 12

DURÉE MOYENNE DES CONVENTIONS (EN MOIS)

	Toutes conventions	Privé	Public	Sans IVC	Avec IVC
4e trimestre 1966*	35,0	42,0	21,0	35.0	
1er trimestre 1967	23,7	24,7	22,0	23,7	
	25,3	27,4	18,5	25,3	
	27,3	28,5	17,8	27,3	
	24,3	24,6	21,0	24,3	
1er trimestre 1968	25,7	27,8	18,8	25,7	
	25,7	26,9	18,3	25,7	
	26,5	27,4	17,9	26,5	
	26,2	26,5	24,2	26,2	
1er trimestre 1969	25,6	27,1	17,3	25,6	
	23,7	27,8	17,0	23,7	
	25,6	28,0	20,3	25,6	
	25,1	27,6	19,7	25,1	
1er trimestre 1970	26,1	27,3	23,0	26,1	
	26,5	27,6	23,4	26,5	
	26,9	28,2	21,2	26,8	37,0
	26,5	28,0	21,3	26,0	37,0
1er trimestre 1971	28,4	28,6	27,8	28,0	37,0
	27,0	29,5	21,5	26,0	38,9
	26,9	27,8	24,1	26,3	35,4
	24,0	26,5	21,6	23,0	32,3
1er trimestre 1972	24,4	25,2	20,5	23,4	31,2
	24,6	26,3	21,5	24,0	30,3
	27,1	27,9	23,5	25,6	34,8
	26,2	27,0	25,0	24,0	43,1
1er trimestre 1973	23,2	27,4	17,6	22,4	32,8
	25,9	27,7	21,3	25,1	33,8
	25,9	27,1	22,4	25,6	27,6
	23,9	26,3	19,3	23,4	26,4
1er trimestre 1974	21,8	24,9	16,8	21,4	25,2
	22,9	24,9	20,3	21,9	26,8
	21,5	22,4	19,8	20,9	22,7
	19,7	21,5	16,2	17,5	22,9

TABLEAU 12 (suite)

	Toutes conventions	Privé	Public	Sans IVC	Avec IVC
1er trimestre 1975	17,3	20,5	14,3	15,6	23,1
	20,1	22,2	17,1	18,0	23,7
	19,2	22,6	15,4	17,1	26,2
	18,1	21,3	13,9	17,5	28,8
1er trimestre 1976	20,9	24,0	13,6	17,4	29,5
	18,0	20,6	14,1	18,0	17,6
	18,7	20,4	17,1	18,5	19,9
	18,3	22,4	13,9	17,6	21,5
1er trimestre 1977	15,3	17,6	13,1	14,8	19,3
	17,1	17,4	13,0	14,9	16,3
	21,9	16,3	13,3	14,7	17,4
	20,1	17,7	15,3	15,0	22,4
1er trimestre 1978	15,5	17,3	13,1	14,8	19,3
	17,1	19,6	13,8	16,9	17,7
	21,9	24,2	16,1	20,7	26,7
	20,1	22,9	15,9	18,9	24,2
1er trimestre 1979	23,7	19,3	19,3	21,7	28,7
	22,6	18,2	18,2	20,3	29,8
	22,3	19,8	19,8	20,2	27,2
	23,5	20,6	20,6	20,8	31,3
1er trimestre 1980	24,0	22,1	22,1	19,1	35,0
	24,7	22,2	22,2	21,3	32,2
	22,8	19,9	19,9	21,2	29,2
	22,7	18,7	18,7	19,9	30,0
1er trimestre 1981	21,7	16,4	16,4	19,4	30,5
	22,0	19,9	19,5	20,1	27,4
	24,4	18,7	20,3	20,7	28,4

*Il y a eu très peu de conventions au cours du 4e trimestre de 1968.

TABLEAU 13

SECTEUR PRIVÉ : CONVENTIONS PAR TRIMESTRE ET DURÉE MOYENNE DES CONVENTIONS (EN MOIS)

	Conventions sans clause d'IVC				Conventions avec clause d'IVC			
	Conventions	Employés	- MP D	- MS D	Conventions	Employés	- MP D	- MS D
4e trimestre 1966	2	2 300	45,39	42,00				
1er trimestre 1967	22	89 065	30,42	24,68				
	40	45 490	28,67	27,40				
	31	68 125	31,21	28,55				
	32	81 665	23,74	24,59				
1er trimestre 1968	32	77 570	28,87	27,81				
	59	68 710	28,07	26,93				
	87	177 110	24,90	27,44				
	44	124 610	22,60	26,52				
1er trimestre 1969	48	91 320	25,58	27,15				
	60	72 605	28,18	27,82				
	46	72 095	28,14	28,00				
	37	108 770	27,85	27,62				
1er trimestre 1970	31	46 915	25,62	27,26				
	72	94 010	28,78	27,58				
	59	109 880	26,99	28,07	1	1 650	37,00	37,00
	54	114 675	24,88	27,52	3	4 660	38,41	37,00
1er trimestre 1971	48	90 685	30,21	28,08	3	3 980	37,04	37,00
	71	146 185	25,85	28,35	9	7 955	38,47	38,89
	52	41 590	26,65	27,12	5	3 275	35,46	35,40
	32	48 350	19,96	24,88	9	16 095	34,32	32,33
1er trimestre 1972	64	64 190	24,01	24,88	12	13 325	26,12	31,17
	81	44 855	25,67	25,53	12	9 600	33,18	31,83
	103	120 225	25,85	26,22	25	56 370	34,81	34,80
	82	66 100	22,12	26,35	7	8 255	32,22	34,85
1er trimestre 1973	79	49 140	29,39	26,54	11	8 470	35,06	33,64
	108	67 000	26,12	26,81	16	28 175	35,33	33,75
	75	62 360	26,10	26,77	21	28 485	31,27	28,33
	90	87 115	23,42	26,22	26	34 070	30,85	26,54
1er trimestre 1974	94	153 045	24,15	24,71	13	9 395	27,16	26,54
	85	46 130	24,20	24,08	36	21 865	27,29	26,94
	58	33 570	22,37	22,26	50	96 340	18,74	22,50
	46	47 910	15,62	19,37	69	133 620	16,26	22,90

TABLEAU 13 (suite)

	Conventions sans clause d'IVC				Conventions avec clause d'IVC			
	Conventions	Employés	- MP D	- MS D	Conventions	Employés	- MP D	- MS D
1er trimestre 1975	49	28 730	17,51	18,57	32	16 120	24,47	23,34
	58	59 735	21,28	21,02	47	36 295	23,43	23,55
	50	32 180	18,72	19,56	31	30 490	30,11	27,58
	47	40 110	19,59	20,49	5	3 250	29,54	28,80
1er trimestre 1976	74	60 717	19,98	19,99	48	38 155	26,59	30,31
	102	69 357	19,05	21,02	18	14 760	17,37	18,44
	82	56 270	20,66	20,04	28	31 450	20,43	21,64
	61	55 281	21,93	22,36	24	21 325	20,00	22,50
1er trimestre 1977	78	59 040	17,32	16,17	18	10 555	21,53	21,33
	91	68 030	16,41	17,02	25	27 680	15,92	18,60
	85	64 670	14,11	15,98	16	9 235	17,38	18,13
	58	56 685	14,63	15,71	23	15 695	20,71	22,78
1er trimestre 1978	54	58 780	18,85	16,26	14	8 850	21,80	21,43
	89	98 885	17,40	19,94	38	121 815	13,43	18,79
	112	115 390	24,01	23,01	45	51 515	30,49	27,00
	84	100 720	20,31	21,56	35	50 330	21,14	26,00
1er trimestre 1979	76	50 119	22,95	23,75	45	26 770	30,55	28,82
	101	96 540	19,25	22,39	60	144 300	33,23	30,58
	71	88 505	23,38	22,48	42	78 345	31,44	28,50
	51	66 235	20,89	23,29	33	90 780	35,93	30,48
1er trimestre 1980	55	34 805	23,78	24,44	30	50 760	25,98	31,27
	67	51 810	23,80	24,04	52	75 950	24,57	31,44
	81	97 845	22,95	23,41	25	32 245	31,87	30,48
	58	69 429	20,99	22,62	35	43 175	32,91	30,49
1er trimestre 1981	37	50 100	26,02	24,62	21	44 785	23,85	31,76
	44	42 315	22,94	24,23	27	44 250	29,16	30,74
	17	29 600	21,44	22,00	32	109 480	26,19	28,13

-MP
D : Durée, moyenne pondérée.

-MS
D : Durée, moyenne simple.

TABLEAU 14

SECTEUR PUBLIC : CONVENTIONS PAR TRIMESTRE ET DURÉE MOYENNE DES CONVENTIONS (EN MOIS)

	Conventions sans clause d'IVC				Conventions avec clause d'IVC			
	Conventions	Employés	- MP D	- MS D	Conventions	Employés	- MP D	- MS D
4e trimestre 1966	1	1 650	21,00	21,00				
1er trimestre 1967	12	22 630	20,26	22,00				
	12	11 940	18,93	18,50				
	4	6 930	18,46	17,75				
	3	4 120	15,65	21,00				
1er trimestre 1968	10	22 310	22,03	18,80				
	10	10 880	19,21	18,30				
	9	14 450	20,03	17,89				
	6	8 980	23,17	24,17				
1er trimestre 1969	9	10 180	15,87	17,33				
	37	87 780	15,60	16,97				
	21	11 445	20,41	20,29				
	17	76 860	30,16	19,71				
1er trimestre 1970	11	39 115	23,85	23,00				
	24	50 549	22,93	23,38				
	13	16 270	27,62	21,23				
	17	35 355	26,73	21,29				
1er trimestre 1971	17	32 795	31,02	27,82				
	37	91 670	23,53	21,49				
	20	57 810	29,00	24,15				
	42	71 530	24,31	21,62				
1er trimestre 1972	14	24 065	21,03	20,50				
	53	91 030	22,93	21,64	1	725	12,00	12,00
	27	33 355	23,65	23,11	1	2 500	35,00	35,00
	44	63 985	24,53	19,55	10	182 000	48,53	48,80
1er trimestre 1973	68	69 870	21,23	17,50	1	395	24,00	24,00
	49	68 835	20,10	21,33	0	0	-	-
	31	22 925	23,41	22,77	1	3 885	12,00	12,00
	60	76 819	21,03	19,18	1	225	24,00	24,00
1er trimestre 1974	63	112 715	23,23	16,43	5	26 915	23,86	21,60
	84	94 055	20,07	19,61	10	20 725	24,34	26,40
	54	71 145	20,88	19,46	4	2 550	24,71	24,75
	55	77 935	15,94	15,87	3	4 160	21,69	22,00

TABLEAU 14 (suite)

	Conventions sans clause d'IVC				Conventions avec clause d'IVC			
	Conventions	Employés	- MP D	- MS D	Conventions	Employés	- MP D	- MS D
1er trimestre 1975	80	74 615	17,63	13,85	5	1 655	22,01	21,60
	52	80 800	15,26	14,73	18	9 390	24,00	24,00
	67	75 445	14,18	15,28	5	3 835	14,30	17,60
	40	50 752	14,31	13,93	0	0	-	-
1er trimestre 1976	49	87 070	12,39	13,43	3	1 955	13,23	16,00
	75	114 415	13,68	13,97	7	29 745	12,47	15,43
	120	104 420	15,09	17,39	6	6 010	12,00	12,00
	76	137 494	12,90	13,82	4	14 530	19,08	15,75
1er trimestre 1977	93	137 648	12,71	13,15	5	3 570	12,00	12,00
	107	175 825	13,02	13,11	13	10 405	12,00	12,00
	77	105 070	12,50	13,31	2	9 455	12,00	12,00
	76	85 400	14,00	14,48	10	29 710	23,67	21,60
1er trimestre 1978	48	72 473	12,56	13,23	2	1 315	12,00	12,00
	86	147 264	15,55	13,80	11	8 875	13,08	13,09
	58	177 583	18,50	16,16	1	575	12,00	12,00
	68	102 115	16,97	15,72	9	6 860	18,03	17,33
1er trimestre 1979	48	50 900	17,21	18,40	5	10 635	25,17	28,00
	101	204 921	17,10	18,17	4	3 975	15,35	18,00
	81	114 865	21,04	18,19	24	10 995	25,63	25,00
	69	75 595	19,22	19,03	8	43 665	51,90	34,50
1er trimestre 1980	93	109 885	15,09	15,94	36	192 040	41,21	38,17
	95	161 540	18,54	19,37	23	58 925	32,03	33,78
	73	95 960	19,09	18,70	13	16 830	25,82	26,77
	59	127 990	20,73	17,24	9	16 800	33,00	28,22
1er trimestre 1981	57	78 185	15,96	16,05	3	5 580	26,90	22,00
	107	210 865	18,29	18,43	25	23 105	24,80	23,84
	18	40 735	22,60	19,39	1	850	37,00	37,00

-MP
D : Durée, moyenne pondérée.

-MS
D : Durée, moyenne simple.

FIGURE 1

MOYENNE ANNUELLE SIMPLE DE LA DURÉE DES CONVENTIONS : SECTEUR PRIVÉ

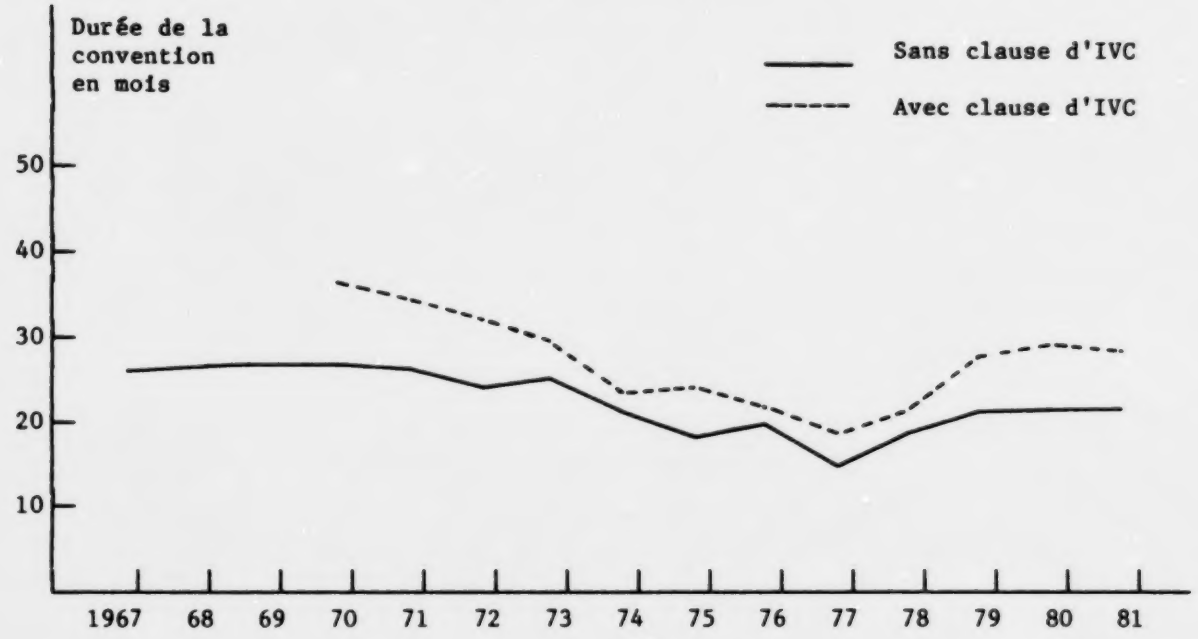


FIGURE 2

MOYENNE ANNUELLE, PONDÉRÉE PAR LE NOMBRE D'EMPLOYÉS, DE LA DURÉE DES CONVENTIONS : SECTEUR PRIVÉ

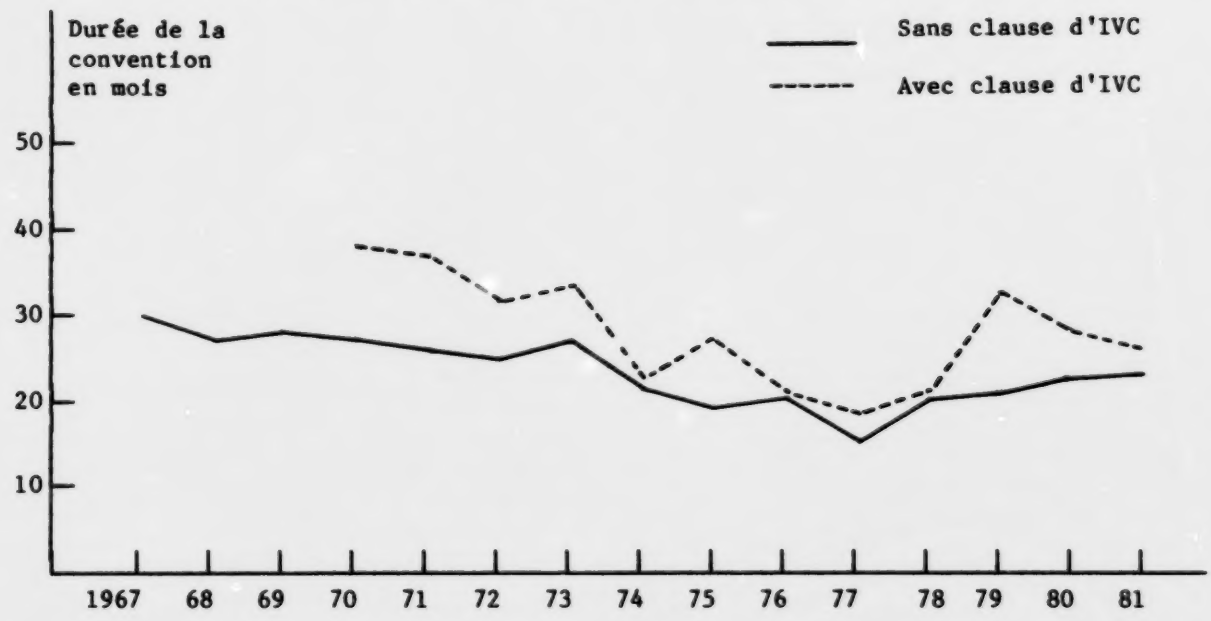


FIGURE 3

MOYENNE ANNUELLE SIMPLE DE LA DURÉE DES CONVENTIONS : SECTEUR PUBLIC

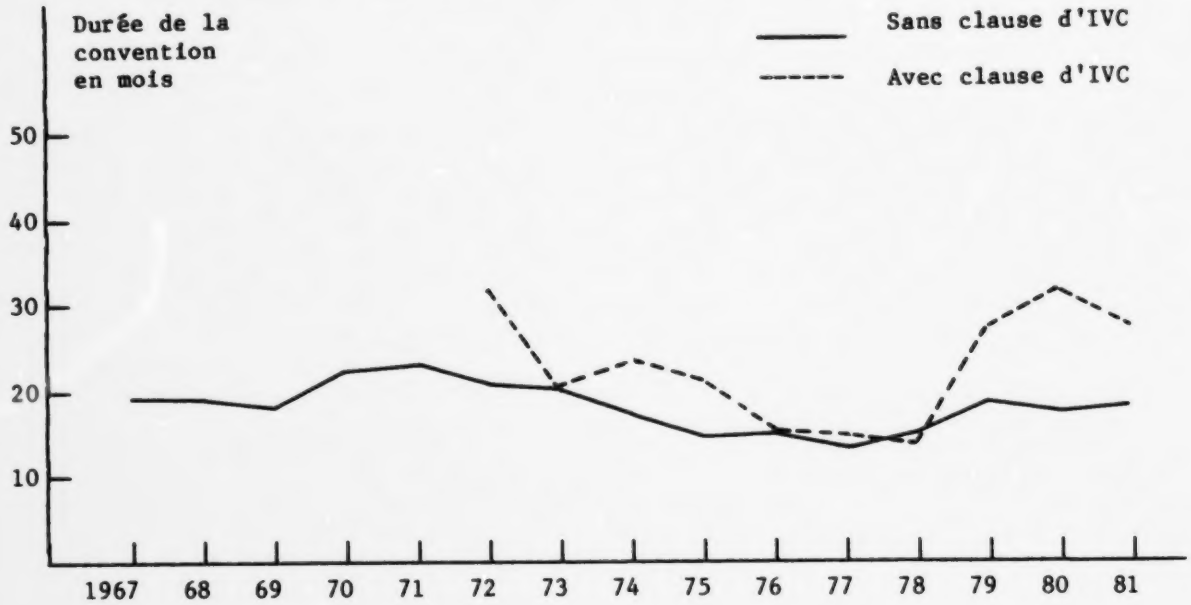
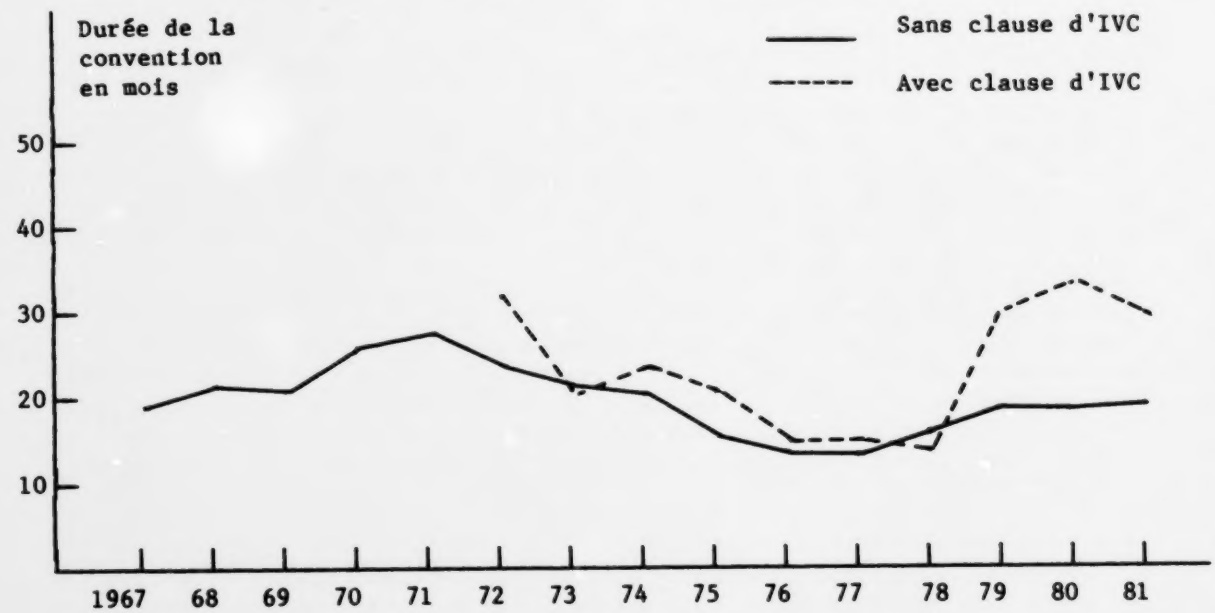


FIGURE 4

MOYENNE ANNUELLE, PONDÉRÉE PAR LE NOMBRE D'EMPLOYÉS, DE LA DURÉE DES CONVENTIONS : SECTEUR PUBLIC



Lorsque l'échantillon est organisé de cette façon, plusieurs questions peuvent être posées : les situations de négociation concernent-elles toujours la même durée de conventions? Dans la négative, observe-t-on un phénomène d'alternance (conventions courtes suivies de conventions longues, et inversement)? Quelle proportion de suites de conventions comporte-t-elle toujours la même durée d'entente? Observe-t-on une sensibilité quelconque, au niveau de la situation de négociation, à la conjoncture économique?

Comme l'indiquait le chapitre trois, l'échantillon se compose de 4 933 conventions du secteur privé et de 3 195 conventions du secteur public. Lorsqu'on les classe par numéro de dossier, on obtient 1 118 suites de deux conventions ou plus dans le secteur privé et 636 dans le secteur public. Étant donné le très grand nombre de chronologies que cela implique, on n'a retenu pour cette étude qu'un ensemble illustratif de séries. Cet ensemble se compose des situations de négociation les plus importantes et les plus continues, dans certaines industries, selon la Classification des activités économiques (CAE) de Statistique Canada. Les séries de négociations choisies concernent des conventions couvrant de longues périodes historiques. Ces chronologies de conventions des secteurs privé et public sont présentées aux tableaux A1 et A2 de l'annexe. Les tableaux indiquent aussi les catégories CAE, le numéro de dossier de l'employeur et l'importance relative de la chronique choisie[31].

Les deux tableaux révèlent une grande diversité de comportement. Deux entreprises ont signé des conventions de la même durée pendant plus de douze ans. Le dossier 03100500101 a signé sept contrats de deux ans, tandis que le dossier 54409000203 concluait quatorze conventions d'un an. Dans tous les autres cas, la durée des conventions variait, considérablement parfois; p. ex. le dossier 29509400101 a conclu des conventions allant de un à trois ans. Ce groupe certes restreint de chronologies ne révèle guère d'alternance régulière entre les conventions de courte et de longue durée. L'exemple le plus proche d'un comportement de ce type est présenté au tableau A1(v) : le dossier 27109401103 a conclu alternativement des conventions de deux et de trois ans jusqu'en 1980, après quoi il a signé une convention de deux ans après une convention de même durée conclue en 1978. Le fait que la plupart des entreprises ne s'en tiennent pas à une norme fixe de durée pourrait laisser croire que la durée des conventions est sensible à l'évolution de la conjoncture économique. Il est assez manifeste, par exemple, que la durée des conventions a diminué pendant la période d'activité de la CLI : le dossier 37800501001, qui n'avait jamais conclu de conventions d'un an, en a signé trois de suite entre 1976 et 1978. Il en est de même des dossiers 93100700101, 63100990101 et 50109000105. Ces observations n'équivalent cependant pas à des essais d'hypothèse en bonne et due forme et l'on peut trouver des exceptions, comme le dossier 29509400101. Une deuxième question est de savoir si le raccourcissement des conventions est dû à l'instauration des mesures de contrôle ou à l'accroissement des incertitudes en matière d'inflation. Ces deux influences sont départagées au chapitre six.

---

31 La notation Li, dans les tableaux, indique que la situation en question avait le i ième plus grand nombre d'employés dans sa dernière convention.

On se souviendra que les données du tableau 8, au chapitre trois, indiquaient que les conventions indexées avaient une durée moyenne plus longue que les ententes non indexées. Il se trouve que les chronologies choisies ne reflètent pas ce fait. Lorsque les clauses d'IVC apparaissent pour la première fois, elles ne s'accompagnent pas d'un allongement manifeste de la durée des conventions[32].

Les conventions faisant partie de ces chronologies ont été conclues à des étapes de règlement extrêmement diverses et ne révèlent aucune relation directe entre l'étape de règlement et la durée. Par exemple, le dossier 82100905391, qui a presque toujours conclu des conventions de deux ans, est parvenu à ces ententes à des étapes allant de l'agent de conciliation (2) à l'arbitrage (9). Par contre, les conventions d'un an du dossier 54409000203 ont toujours été conclues par négociation directe. Ces chronologies salariales laissent à penser que des travaux extrêmement fructueux, qui dépassent le cadre de cette étude, peuvent être l'examen de l'historique de grèves d'entreprises particulières. Le contraste entre le bilan plutôt médiocre du dossier 29509400101 en matière de relations industrielles (trois conventions consécutives ponctuées d'une grève) et la fiche immaculée du dossier 54409000203 à ce chapitre est très frappant. Il serait intéressant de savoir quelle proportion de journées de travail non travaillées lors de grèves au Canada est attribuable à un ensemble particulier de situations de négociation.

TABLEAU 15

PROPORTION DES CHRONOLOGIES PRÉSENTANT UN ÉCART-TYPE DE DURÉE NULLE (4e TRIMESTRE 1961 - 3e TRIMESTRE 1981)

	NC ≥ 2		NC = 2		NC = 3		NC ≥ 4	
	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100	Conventions	p. 100
Privé	1 118	21,7	274	42,7	254	24,8	590	10,7
Public	636	23,0	116	32,8	132	23,5	388	19,9
Total	1 754	22,2	390	39,7	386	24,4	978	14,3

NC ≡ Nombre de conventions comprises dans la chronologie.

32 Voir par exemple les dossiers 03100500101 et 06100200201. On rappelle cependant au lecteur que l'existence d'une clause d'IVC n'implique pas nécessairement une forte indexation. Il peut en être ainsi tout particulièrement dans le cas d'une première convention avec IVC conclue entre deux parties.

Les négociations peuvent durer un mois ou jusqu'à l'incroyable 15 mois qui a été nécessaire pour négocier la convention de deux ans conclue en 1976 par le dossier 82100905391. Les négociations paraissent généralement durer bien trop longtemps.

Le tableau 15 présente ces chronologies sous un angle différent, en posant la question suivante : quelle est la proportion de ces chronologies de conventions qui n'affiche aucune variation de durée? Les chronologies ont servi à établir l'écart-type de la durée des conventions. On a ensuite calculé la proportion des chronologies dont l'écart-type est égal à 0. Le tableau 15 donne cette proportion par NC, ces initiales désignant le nombre de conventions comprises dans une chronologie. Parmi les 1 118 chronologies du secteur privé qui avaient un NC 2, 21,7 p. 100 ne présentaient aucune variation de durée des contrats. Il est clair que, plus une chronologie comprend de conventions, plus cette proportion risque d'être faible. Ainsi, la proportion passe de 42,7 p. 100 pour NC = 2 à 10,7 p. 100 pour NC 4. La même tendance est observée dans le secteur public.

Le tableau 16 présente la proportion des chronologies présentant un écart-type de la durée nul par catégorie de la CAE. Les conventions de l'industrie forestière dans le secteur privé et celles de la santé dans le secteur public sont les plus susceptibles de présenter une durée invariante. À l'autre extrême, 1,8 p. 100 seulement des conventions fédérales relevaient de cette catégorie.

TABLEAU 16

PROPORTION DES CHRONOLOGIES PRÉSENTANT UN ÉCART-TYPE DE DURÉE NULLE PAR CAE (NC $\geq$ 2) (4^{e} TRIMESTRE 1961 - 3^{e} TRIMESTRE 1981)

	Secteur privé			Secteur public	
CAE	Conventions	p. 100	CAE	Conventions	p. 100
Forestière	36	36,1	Santé	251	35,9
Mines	60	18,3	Éducation	143	13,3
Industrie manufacturière	709	24,4	Fédéral	57	1,8
Autres	313	14,7	Provincial	67	23,9
			Municipal	118	17,0
Total	1 118	21,7	Total	636	23,0

NC : Nombre de conventions comprises dans la chronologie.

En résumé, ce chapitre a montré qu'une faible proportion des chronologies de conventions du secteur privé comme du secteur public ne présente aucune variation de la durée des ententes. La plupart des agents ont jugé souhaitable de rajuster la durée des conventions en fonction de la conjoncture économique et des circonstances. Il a été observé, par exemple, que la durée des conventions avait diminué après 1973 et avait amorcé un nouvel allongement vers la fin de la période de l'échantillon. L'un des principaux objectifs visés au chapitre six consistera à démêler l'influence respective de l'incertitude entourant l'inflation et du programme de lutte contre l'inflation sur la durée des conventions.

Ces chronologies constituent une nouvelle façon intéressante d'étudier un certain nombre de caractéristiques du marché du travail. Cependant, il est assez difficile de tirer des déductions statistiques à partir de ces historiques de conventions. Pour procéder à une analyse rigoureuse des déterminants de la durée des conventions, il faut revenir à l'échantillon regroupé, en traitant chaque convention comme une observation distincte. La contribution d'un certain nombre de variables sera évaluée et une foule d'hypothèses seront mises à l'épreuve au moyen d'une analyse de régression. Avant d'aborder ces questions, le chapitre cinq présente un panorama rapide des travaux consacrés à la durée des conventions.

CHAPITRE CINQ

REVUE DES TRAVAUX THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

L'intérêt porté à la question générale de la durée des conventions remonte au moins au début des années 1960. Comme il était indiqué au chapitre deux, un fait très important dans l'évolution des pratiques nord-américaines sur le plan de la durée des conventions a été l'entente comportant une clause d'IVC conclue pour deux ans entre GM et les TUA en 1948. Cette entente, qui devait être suivie par une convention de cinq ans en 1950, fit couler beaucoup d'encre et contribua peut-être à modeler la tendance, relevée précédemment, à l'allongement de la durée des conventions[33]. Cette tendance était attribuée par Garbarino (1962) à (traduction) "un désir de réduire l'incertitude et l'instabilité dans les relations syndicales-patronales" et au "règlement des conflits d'intérêts ou à leur transformation en conflits de droits[34]".

Les travaux publiés au cours de cette première période d'évolution des conventions à long terme ont été passés en revue dans deux études canadiennes effectuées pour le Groupe de travail sur les relations industrielles[35] par Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968).

Un sujet important traité dans ces études est le rapport entre la durée des conventions et le degré d'indexation des salaires. Les deux auteurs estiment que les décisions relatives à ces questions sont prises conjointement[36] et que l'allongement des conventions au cours des années

---

33 Voir MacDonald (1967).

34 Garbarino (1962, pp. 75-76) (traduction) : "Les conflits de droits dans les relations industrielles portent sur l'interprétation et l'application des normes incorporées à la convention collective ou acceptées par les deux parties à titre de pratique établie. Les conflits d'intérêts apparaissent lorsque de nouvelles questions sont introduites dans le champ de la négociation collective. Si on les examine dans le temps, quasiment tous les aspects de la négociation collective comportent des conflits d'intérêts au départ. À mesure que les relations évoluent, les domaines dans lesquels des normes sont établies deviennent la scène d'éventuels conflits de droits."

35 Voir le rapport n° 44 de 1968. Ce rapport, qui semble se composer de deux parties, a pour auteurs F.W. Gorbet (janvier 1968) et R.S. Samlalsingh (septembre 1968); il est intitulé la durée des conventions collectives.

36 Gorbet (1968, p. 6) et Samlalsingh (1968, p. 2). À cet égard, ces études annoncent les préoccupations exprimées par Gray (1978) et Cousineau, Lacroix et Bilodeau (1980). Elles contiennent toutes deux beaucoup d'information sur l'utilisation des clauses d'IVC.

1950 ne se serait pas produit sans la généralisation des clauses d'IVC[37]. Si Gorbet et Samlalsingh étudient les déterminants de la durée des conventions sans égard à l'indexation, c'est parce que, à leur avis, cette façon de procéder est commode sur le plan analytique.

Avec cette justification, Gorbet et Samlalsingh consacrent leur attention aux déterminants de la durée des conventions, leur principale préoccupation. Outre qu'elles présentent d'abondants renseignements sur la durée des conventions[38], ces études développent le premier point noté par Garbarino (voir précédemment).

Bien que Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968) aient fait une oeuvre utile de défrichage, ils se sont tous deux arrêtés avant une analyse statistique sérieuse des déterminants de la durée des conventions. Ces auteurs soutiennent, de manière assez convaincante, que le bond marqué par la durée des conventions au cours des années 1950 était attribuable principalement au système qualitativement différent de négociations salariales[39]". Ils n'étudient cependant à peu près pas les déterminants probables de la durée des conventions une fois que les nouveaux mécanismes institutionnels ont été mis en place[40].

Ces dernières années, un regain d'intérêt a été observé à l'égard de la question générale de la nature et de la durée des dispositions contractuelles. De manière assez paradoxale, cela semble être dû en grande partie à l'évolution de la réflexion théorique sur la macroéconomie en général et sur l'efficacité des politiques de stabilisation en particulier.

Les écrits consacrés aux attentes rationnelles ont démontré que, dans certaines conditions, toute tentative de stabiliser l'économie est vouée à l'échec. Dans l'évaluation de cet important résultat, un certain nombre d'économistes se sont penchés sur les réalités institutionnelles du marché du travail, Fischer (1977), par exemple, a présenté un modèle qui comporte des conventions salariales se chevauchant, conclues pour un nombre arbitraire de périodes. Au cours de l'une quelconque des périodes, une

---

37 À cet égard, la convention GM-TUA présente un intérêt particulier; elle est étudiée à fond dans les deux études. On observe toutefois une tendance à considérer que l'existence d'une clause d'IVC équivaut à une forte indexation. Leurs arguments ne seraient pas convaincants si tel n'était pas le cas. En fait, nous savons que les clauses d'IVC donnent généralement des résultats plutôt faibles.

38 Ces renseignements ont été étudiés au chapitre deux.

39 Samlalsingh (1968 p. 1) fait allusion aux conventions du type GM-TUA.

40 Les deux auteurs concluent que ce sont les grandes unités de négociation qui sont les plus susceptibles de conclure des conventions de longue durée. Cependant, ce sentiment n'est fondé sur aucun analyse statistique. Samlalsingh (1968, p. 21) a laissé pressentir un autre facteur lorsqu'elle a écrit que "le contexte économique de la période considérée a joué un rôle important dans la tendance générale à l'allongement des conventions" (<u>traduction</u>). Nous revenons sur ces deux points au chapitre six.

partie des agents économiques est obligée contractuellement à ne pas tenir compte des informations nouvelles pertinentes, de sorte que les autorités monétaires peuvent influer sur la production, malgré le fait que les agents forment leurs attentes de manière rationnelle. Comme la proportion des agents qui sont retenus par une convention au cours d'une période particulière dépend du nombre de périodes pour lesquelles les conventions sont conclues, la durée des conventions apparaît comme une variable de première importance. Un modèle de conventions salariales chevauchantes a également été étudié par Taylor (1979).

La raison pour laquelle des conventions salariales de ce genre existent est une question qui n'a suscité que récemment une attention soutenue[41]. La période récente a aussi été marquée par un regain d'intérêt pour les déterminants de la durée des conventions. Même si l'on savait que cette durée variait selon les unités de négociation, l'hypothèse implicite faite jusque-là semblait être que ces variations s'expliquaient dans une large mesure par des coûts de négociation différents. Cette hypothèse, selon laquelle les coûts de négociation constituent le seul, ou même le principal, déterminant de la durée des conventions, a été remise en question : Fischer a soutenu que, si les autorités monétaires s'efforcent d'exploiter systématiquement la possibilité d'influer sur la production qui est inhérente à son modèle, les dispositions contractuelles sont suceptibles de changer[42]. Cependant, il n'a présenté aucun argument au sujet des déterminants vraisemblables de ces dispositions.

Cette question particulière a été abordée par Gray (1978). Dans le cadre d'un modèle macroéconomique où le degré d'indexation des salaires et la durée des contrats ont été déterminés de manière récursive, Gray a conclu que, lorsque le degré d'indexation des salaires est optimal[43], la durée des conventions est fonction inverse des incertitudes présentées par le système[44] et varie selon le coût de la conclusion des conventions. Par

---

41 À cet égard, l'échange entre Barro (1977) et Fischer (1977) est particulièrement intéressant, tout comme l'évaluation critique des écrits consacrés aux convention implicites dans Akerlof et Miyazaki (1980).

42 Voir Fischer (1977, p. 204).

43 Le degré optimal d'indexation des salaires, qui est en général inférieur au maximum possible mais supérieur à zéro, a été obtenu par dérivation dans l'étude antérieure de Gray (1976) et continue de dépendre des mêmes variables, à savoir les élasticités de la demande et de l'offre à l'égard du travail et l'ampleur relative des perturbations monétaires et réelles. Quand le degré optimal d'indexation salariale est incorporé à une convention, la durée de celle-ci est indépendante du degré d'indexation et dépend surtout des coûts de transaction et de l'incertitude.

44 Cette importante conclusion est complétée par un certain nombre de constatations découlant d'une version désagrégée du modèle, dans laquelle l'indexation est censée être coûteuse. Gray montre i) que les dispositions d'indexation n'apparaîtront alors que dans les conventions de durée suffisamment longue et ii) que la proportion des conventions indexées augmentera avec la variabilité monétaire.

conséquent, si les coûts des négociations gardent une place de premier plan dans les études consacrées aux déterminants de la durée des conventions, ces études tiennent maintenant compte d'autre éléments, comme les variables d'incertitude analysées par Gray.

Une étude récente de Canzoneri (1980) combine des éléments des deux publications, celles de Fischer (1977) et de Gray (1978), en ce sens qu'il démontre le rôle de stabilisation de la politique monétaire dans le cadre d'un modèle où la durée des conventions est endogène[45]. Dans cette étude, les syndicats ouvriers, ayant fixé le taux de rémunération nominale[46], cherchent à obtenir la durée de convention qui représente un équilibre entre l'économie permise par des négociations moins fréquentes (c'est-à-dire des frais de négociation moins élevés) et les coûts de cette solution (à savoir un risque d'erreur plus élevé au niveau des prévisions de prix et, donc, des écarts plus grands entre les rémunérations réelles et le niveau visé). Comme dans le document de Gray (1978), les coûts de conclusion des conventions tendent à entraîner un allongement des ententes, tandis que l'incertitude[47] donne lieu à des erreurs de prévision du niveau des prix qui influent sur la durée des conventions.

Enfin, un document récent de Scarth (1982) mérite d'être noté dans cette étude. Il évalue des politiques de revenu faisant appel à la fiscalité, de même que d'autres politiques de freinage de l'inflation, dans le cadre d'un modèle de conventions de travail se chevauchant. En raison de cet échelonnement des conventions, les rémunérations réagissent de manière relativement lente aux nouvelles initiatives de politique. L'une des conclusions auxquelles aboutit Scarth (1982, p. 124) est par conséquent que "... la mesure qui permet d'atténuer le plus efficacement les coûts de transition, sous forme de chômage, d'une politique de désinflation ... est constituée par des encouragements gouvernementaux au raccourcissement de la durée moyenne des conventions". Scarth (1982, p. 125) poursuit son raisonnement en soulignant que ce raccourcissement, s'il est involontaire, se révélera coûteux pour les parties en cause : "Des règlements salariaux plus fréquents imposeraient donc des coûts aux agents visés ... cela mérite une étude immédiate." (traduction)

---

45 Ou, plutôt, la durée des conventions est endogène pour un ensemble de participants au marché, à savoir les syndicats ouvriers. Ces derniers, visant des objectifs de rémunération réelle sur un certain nombre de périodes, offrent aux entreprises des taux de rémunération nominale sur un certain nombre de périodes.

46 Dans un raisonnement de neutralité face au risque, les syndicats choisissent un taux de rémunération nominale tel que, étant donné leurs attentes de prix, les rémunérations réelles seront égales au niveau visé.

47 Dans les exemples précis de Canzoneri, l'incertitude se présente sous forme de chocs aléatoires qui influent sur la demande globale et la masse monétaire.

Malgré ces études théoriques, aucune analyse empirique n'a été consacrée récemment aux déterminants de la durée des conventions. Il ne semble exister que deux études qui mentionnent seulement la question et, même dans ce cas, la durée des conventions n'est étudiée qu'incidemment. Un document de travail de Cousineau, Lacroix et Bilodeau (1980) vise principalement à vérifier empiriquement le modèle de partage des risques de l'indexation salariale proposé par Shavell (1976)[48]. Étant donné que la durée des conventions n'apparaît pas dans le modèle de Shavell, on ne sait pas trop si les auteurs en tiennent compte. Néanmoins, Cousineau, Lacroix et Bilodeau spécifient un modèle où la décision d'adopter l'indexation (sous forme binaire) et la durée des conventions sont envisagées conjointement, et leur document comprend un bref exposé[49] sur la durée des conventions. Cette dernière est aussi mentionnée incidemment dans Crowley (1981), qui étudie l'effet des mesures de contrôle sur un certain nombre de questions relatives à la négociation collective.

---

[48] À cet égard, les limitations de données ont imposé des contraintes assez sérieuses à leur modèle empirique. Par exemple, alors que les modèles de Shavell (1976) et Blinder (1978) traitent du degré optimal d'indexation salariale, Cousineau, Lacroix et Bilodeau (1980) étudient l'incidence de l'indexation. De plus, dans le cadre de leur étude empirique, le variable instrumental est le revenu du travail des employés plutôt que la sensibilité du revenu non salarial à l'inflation. Enfin, ils établissent un variable instrumental entre la sensibilité à l'inflation des bénéfices nets de l'entreprise et le produit du taux d'inflation et d'un taux de postes vacants.

[49] Voir Cousineau, Lacroix et Bilodeau (1980, p. 23-24).

CHAPITRE SIX

LES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

Il ressort de l'exposé qui précède que les principaux déterminants de la durée des conventions, d'après les études publiées, semblent être les coûts de négociation et le degré d'incertitude existant dans le système. Des coûts de négociation plus élevés entraînent des conventions plus longues, tandis qu'une incertitude plus forte réduit la durée optimale des conventions.

Pour poursuivre notre analyse, il faut établir des mesures approchées empiriquement viables des coûts de transaction et de l'incertitude. On pourrait soutenir que les coûts de transaction associés à la négociation entre un employeur et un groupe particulier d'employés peuvent être représentés par un ensemble de variables auxiliaires qui affectent chaque observation ponctuelle de l'échantillon à un groupe de la Classification des activités économiques (CAE), au niveau des trois chiffres. Dans le cas du secteur privé, quatre catégories de ce genre sont définies : CAEPR1, qui désigne les conventions de l'industrie forestière, CAEPR2, qui désigne les mines et le broyage et CAEPR3, pour les conventions de l'industrie manufacturière. Les autres ententes (p. ex. les conventions conclues dans les transports, les communications, l'électricité, le commerce et les services) forment l'élément de comparaison. Dans le secteur public, quatre variables auxiliaires sont incluses dans les équations de régression : CAEPU1, pour les conventions des services de santé, CAEPU2, pour les conventions de l'éducation, CAEPU3, pour les conventions du gouvernement fédéral et CAEPU4 pour les conventions des gouvernements provinciaux. La base de comparaison est constituée par les conventions des administrations municipales. Dans le cas des conventions avec IVC du secteur public, CAEPU1 et CAEPU2 seulement sont incluses à cause du très petit nombre d'ententes en cause. Les coefficients de ces variables auxiliaires ne peuvent être affectés à priori.

Le niveau d'incertitude, tel qu'il est perçu par un groupe de négociation particulier, dépend de certaines caractéristiques propres aux parties à la négociation de même que de la conjoncture économique du moment. Dans la mesure où les caractéristiques en question sont relativement constantes d'une convention à l'autre, elles sont reflétées, au moins partiellement, par les diverses variables auxiliaires mentionnées précédemment. L'incertitude entourant la conjoncture économique générale est censée se ramener à l'incertitude entourant la hausse future des prix. Il y a maintenant des preuves irréfutables que l'inflation anticipée joue un rôle primordial dans les négociations salariales et que cette variable exerce une influence appréciable sur les changements des rémunérations de base[50]. Il semble donc raisonnable de supposer que, si les agents ne peuvent prévoir

---

50 Dans le contexte des données relatives aux conventions qui sont analysées ici, Riddell (1979) et Christofides, Swidinsky et Wilton (1980a, 1980b) signalent tous que les attentes inflationnistes exercent un effet appréciable sur les règlements salariaux au niveau microéconomique. On trouvera également un exposé théorique sur cette question dans Canzoneri (1980).

avec certitude l'inflation future, ils s'efforceront de réduire au minimum la durée d'application d'une convention (qui incorporera très probablement des prévisions inexactes de l'inflation). Cet argument s'applique même aux conventions comportant des rajustements en fonction du coût de la vie, à condition que l'indexation ne soit pas complète et que le prix du produit de l'entreprise considérée ne soit pas identique à l'Indice des prix à la consommation. Par conséquent, le coefficient dont est affecté la variable représentant l'incertitude en matière d'inflation dans les équations déterminant la durée des conventions devrait avoir un signe négatif.

Pour obtenir une mesure approchée de l'incertitude entourant l'inflation, nous supposons que cette dernière peut être décrite par une suite de taux d'inflation passés à retards échelonnés:

$$1) \quad \dot{P}_t = b_o + b_1 \dot{P}_{t-1} + b_2 \dot{P}_{t-2} + \ldots + b_N \dot{P}_{t-N} + V_t$$

Cette équation est estimée à nouveau au cours de chaque trimestre de l'échantillon lorsqu'une nouvelle valeur de $\dot{P}$ est introduite dans l'échantillon[51], en commençant par un échantillon de la hausse de l'IPC (en taux annuels) qui a pris fin au cours du trimestre précédent la toute première convention (4^e trimestre de 1966). La méthode d'estimation à retards échelonnés d'Almon est employée avec une durée de décallage égale à onze trimestres, un polynome du troisième degré et des coefficients de retards échelonnés qui ne sont pas soumis à la contrainte d'une somme égale à l'unité[52]. Le carré des écarts-types d'estimation tirés de ces régressions mobiles est alors utilisé comme valeur approchée de la variance de l'inflation anticipée au cours des trimestres respectifs. Étant donné que cette variable vise à refléter les fluctuations de l'incertitude entourant l'inflation future, sa valeur au cours d'un trimestre donné s'applique à toutes les conventions conclues au cours de cette période particulière. Cette variable apparaît à la figure 5. Comme on peut le constater, l'incertitude entourant l'inflation est relativement constante jusqu'en 1973, atteint un sommet en 1977 et diminue ensuite.

Une autre variable comprise dans l'étude empirique de ce chapitre est une variable auxiliaire VACLI qui prend la valeur un pendant la période d'activité de la CLI, du quatrième trimestre de 1975 au troisième trimestre

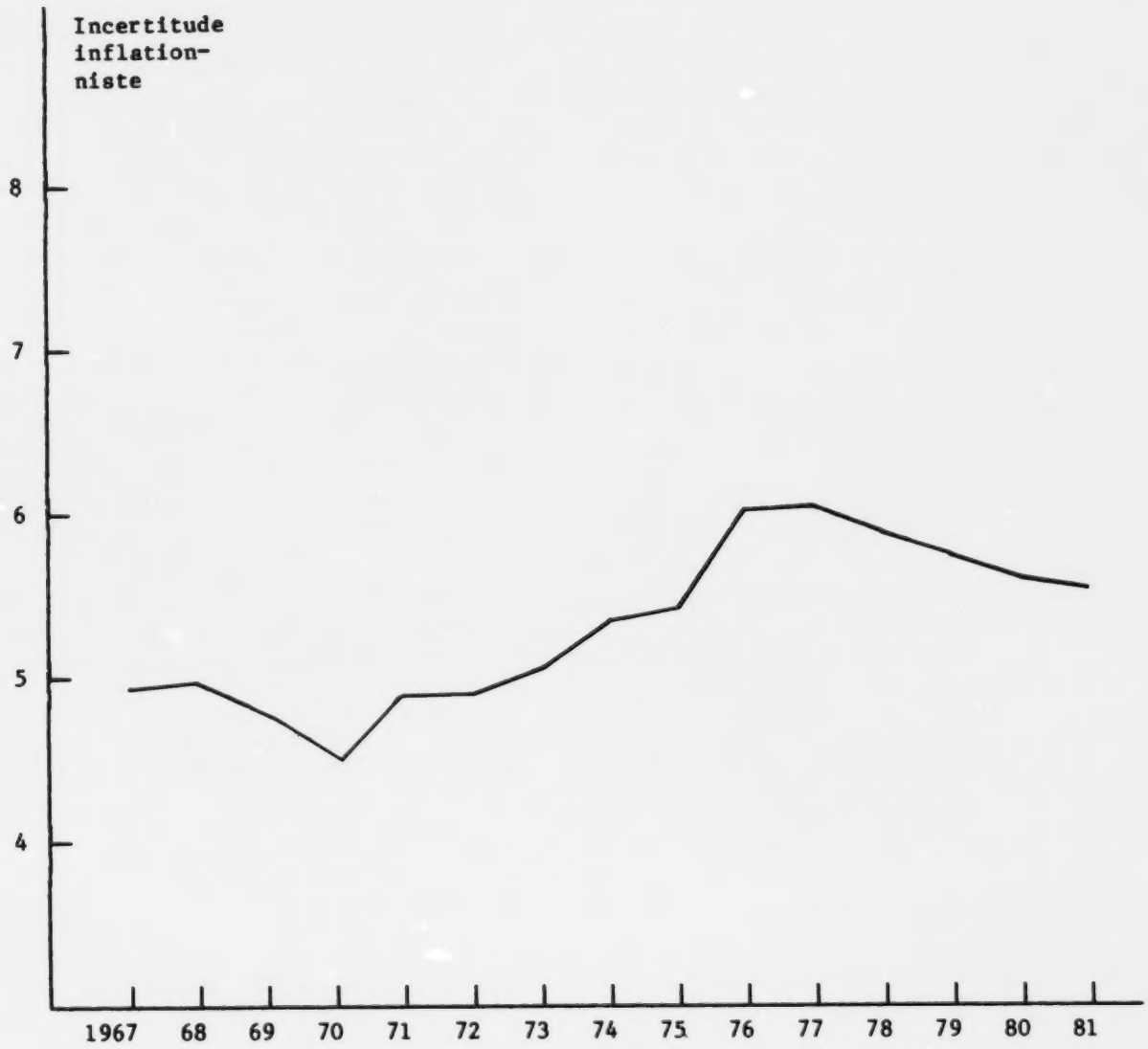
---

51 Une méthode analogue a été utilisée dans des travaux précédents, dans le cadre d'une forme atténuée d'anticipation rationnelle, afin de produire des projections de l'inflation anticipée propres à la durée des conventions. On trouvera plus de détails dans Christofides, Swidinsky et Wilton (1980a, 1980b). Cette détermination-ci constitue une amélioration par rapport à la précédente du fait que les agents ne disposent pas de plus de renseignements qu'il n'en existait au moment où la convention a été négociée et que l'hypothèse de la stabilité de l'équation de base dans le temps n'est plus nécessaire.

52 Lorsque les coefficients des retards échelonnés sont soumis à cette contrainte, les résultats produits sont très comparables. Cependant, étant donné la critique adressée par Sargent (1971) à l'imposition de cette contrainte aux coefficients de retards échelonnés et dans un soucis de concision, ces résultats ne sont pas décrits ici.

FIGURE 5

INCERTITUDE ANNUELLE MOYENNE ENTOURANT L'INFLATION



de 1978, et une valeur nulle pendant toutes les autres périodes. Comme on l'a déjà vu au chapitre trois, il y a tout lieu de croire que la durée des conventions a été raccourcie pendant la période de contrôle. Aussi cette variable doit-elle avoir un coefficient négatif.

Comme il était mentionné dans la revue des travaux évoquée au chapitre cinq, deux autres variables ont été prises en compte par Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968), à savoir la taille de l'unité de négociation et le règlement salarial. Il était considéré comme probable que l'employeur puisse être disposé à "payer" pour des conventions plus longues[53] et que des unités plus grandes puissent conclure des ententes de plus longue durée. Pour examiner ces possibilités, on fait aussi intervenir les variables $\dot{W}$, représentant la hausse annuelle du taux de rémunération de base sur la durée totale de la convention et EMPS, qui représente le nombre d'employés visés par l'entente.

Dans l'analyse empirique qui suit, la durée souhaitée de la convention D* (en mois) au niveau microéconomique individuel[54] est censée dépendre d'un ensemble de variables auxiliaires de l'industrie, de la variable auxiliaire CLI, de la variable d'incertitude INCERT et des deux variables $\dot{W}$ et EMPS. Nous avons par conséquent:

$$2) \quad D^* = \alpha + \beta VACLI + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i CAE_i + \delta INCERT + \epsilon \dot{W} + \zeta EMPS$$

Pour tenir compte de la possibility que la durée effective des conventions s'ajuste avec le temps au niveau souhaité[55], on a posé comme hypothèse le mécanisme d'ajustement partiel 3):

$$3) \quad D = \eta D^* + (1-\eta)\, DP,$$

où D est la durée courante, DP la durée passée de la convention (en mois) et la constante $0 < \eta \leq 1$. Une version stochastique de l'équation obtenue en

---

53 Cependant, Gorbet et Samlalsingh n'ont pu fournir de fait solide à l'appui de cette conjecture. Une autre variable, les coûts des grèves, n'a pas d'effet manifeste sur la durée. Voir Jacoby et Mitchell (1983).

54 L'échantillon d'observation avant CLI et CLI utilisé dans cette étude diffère quelque peu des échantillons employés dans les travaux précédents parce que toutes les conventions conclues par un employeur ont été regroupées et traitées comme une seule entente.

55 Des coûts de rajustement peuvent survenir si les dirigeants syndicaux trouvent trop difficile de faire accepter par l'ensemble de leurs membres une nouvelle durée de convention. L'autre interprétation possible de PL comme mesure des caractéristiques pertinentes de l'unité de négociation et des coûts de transaction donne des résultats analogues à ceux des tableaux 17 et 18 ci-après.

substituant 2) dans 3) a été estimée à l'aide des MCO[56] et de contraintes paramétriques non linéaires visant à démêler les paramètres de base (c'est-à-dire) et les écarts-types du modèle.

Cela donne l'équation 4):

$$4)\quad D = \eta\alpha + \eta\beta\ \text{VACLI} + \eta \sum_{1}^{n} \gamma_1\ \text{CAE}_1 + \eta\delta\text{INCERT} + \eta\epsilon\dot{W} + \eta\zeta\text{EMPS} + (1-\eta)\ \text{DP} + \mu$$

Les tableaux 17 et 18 présentent les résultats tirés de l'équation 4) pour les secteurs privé et public respectivement. L'ensemble de conventions de chaque sous-secteur a servi à estimer les équations avec et sans la variable auxiliaire CLI de même que les variables $\dot{W}$ et EMPS[57].

Les résultats présentés dans les tableaux 17 et 18 sont extrêmement encourageants. Compte tenu du caractère microéconomique de la variable dépendante, la qualité de l'ajustement est bonne et la plupart des variables ont les signes attendus. Le coefficient d'ajustement partiel a des valeurs raisonnables qui vont de 0,451 (conventions indexées du secteur public) à 0,719 (conventions non indexées du secteur public et indexées du secteur privé), ce qui indique une réaction assez rapide pour passer de la durée effective à la durée souhaitée des conventions.

Le coefficient de la variable d'incertitude est toujours sensiblement inférieur à zéro, ce qui indique que, lorsque l'incertitude entourant l'inflation augmente, la durée des conventions diminue. C'est le résultat exposé de manière complète dans le tour d'horizon des publications que nous avons effectué précédemment. Une autre chose intéressante est que cet effet est marqué quantitativement. À mesure que l'incertitude passe de son plus bas niveau (4,66 au 3^{e} trimestre de 1970) à sa plus haute valeur (6,05 au 3^{e} trimestre de 1976), les diminutions de durée des conventions vont de 3,7 mois (6,05 - 4,66) x - 2,682) pour les conventions non indexées du

---

56 Il faut reconnaître que la durée de la convention n'est que l'une des nombreuses visées par chaque contrat de travail. D'autres questions évidentes sont le degré d'indexation des rémunérations, les hausses non conditionnelles des taux de base et autres taux salariaux ainsi qu'une foule d'autres sujets du domaine des relations ouvrières. Ce dont on a besoin dans l'idéal est un système d'équations expliquant toutes ces variables. Cependant, comme très peu de travaux ont été effectués dans ce domaine, la méthode actuelle de recours à une équation unique est défendable. D'autres recherches sur la détermination conjointe de la durée des conventions et du degré d'indexation des rémunérations sont en cours, mais en attendant, des équations distinctes sont estimées pour les conventions indexées et non indexées des secteurs public et privé.

57 Le taux anticipé d'inflation, qui est colinéaire de INCERT, n'était pas significatif.

secteur public à 22 mois pour les conventions indexées du secteur public[58]. Un résultat à noter est qu'une incertitude accrue exerce une influence plus marquée sur les conventions indexées[59]. Cela est quelque peu surprenant, puisqu'il semblerait que la variance des bénéfices risque d'être plus faible quand les rémunérations sont indexées, au moins partiellement. Enfin, l'effet d'une incertitude accrue apparaît plus grand dans le cas des conventions non indexées du secteur privé[60] que pour les conventions comparables du secteur public. Cet effet différentiel tient peut-être au fait que les employeurs du secteur public ont accès un peu plus facilement à des recettes discrétionnaires.

Les variables auxiliaires CAE indiquent une certaine variabilité de la durée des conventions selon les secteurs. Par exemple dans le secteur privé, c'est dans les mines que les conventions sont les plus longues, avec une durée moyenne qui dépasse de 2,609 mois celle des industries telles que les transports qui constituent l'élément de comparaison. Nombre de ces variables auxiliaires CAE sont statistiquement significatives.

La variable auxiliaire CLI a le signe négatif prévu et est négative, ce qui indique que la durée des conventions a bel et bien diminuée pendant la période de contrôle. Dans le secteur privé, cette diminution est d'environ cinq mois. Dans le secteur public, elle va d'à peu près trois mois pour les conventions non indexées à quelque dix-neuf mois pour les conventions avec clause d'IVC. Bien que ce dernier chiffre semble plutôt fort, le secteur se rappellera que le raccourcissement de la durée moyenne des conventions enregistré à la colonne quatre du tableau 11, à treize mois, n'est guère plus faible.

La variable $\dot{W}$ est constamment négative et significative. Ce résultat est contraire aux conjectures de Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968). Il est concevable que cette variable, qui culmine en période de forte incertitude en matière d'inflation, ne soit qu'une autre valeur approchée de l'incertitude. Cela serait conforme aux faits que, dans trois des quatre sous-secteurs, le coefficient de INCERT diminue lorsque $\dot{W}$ est incluse dans les équations.

---

[58] Il convient cependant de souligner que l'équation des conventions avec IVC du secteur public n'est probablement pas fiable à cause du nombre restreint de conventions dans ce cas.

[59] Un résultat tout à fait contraire a été obtenu par Christofides et Wilton (1982), qui avaient utilisé un échantillon du secteur privé beaucoup plus petit. Il convient cependant de reconnaître que les coefficients figurant dans les colonnes privilégiées 2 et 5 du tableau 17 ne sont pas tellement différents, tandis que les résultats des conventions avec IVC du secteur public ne sont pas fiables à cause de la petite taille de l'échantillon.

[60] Les résultats relatifs aux conventions indexées du secteur public ne sont pas pris en compte; voir la note 58 ci-dessus.

Enfin, la variable EMPS a un coefficient extrêmement faible et un signe variable, et n'est presque jamais significative.

Les résultats montrent jusqu'ici dans une certaine mesure que la durée des conventions varie selon les activités industrielles, ce qui reflète peut-être l'existence de coûts de transaction différents. Cependant, cette explication classique de la durée des conventions devra être complétée par une nouvelle variable, à savoir l'incertitude entourant l'inflation. Les données montrent de façon claire et convaincante que la durée des conventions se raccourcit lorsque l'incertitude entourant l'inflation augmente. Enfin, il est clair d'après les statistiques que la durée des conventions s'est raccourcie pendant la période de contrôle. Ces conclusions sont valables pour tous les secteurs, ce qui tend à renforcer leur validité générale à nos yeux.

Ce qui mérite tout particulièrement d'être relevé à propos de ces résultats est le fait que les équations des tableaux 17 et 18 permettent de départager l'influence distincte exercée sur la durée des conventions par la hausse de l'incertitude, après le choc pétrolier de 1973, et l'instauration des mesures de contrôle au 4^{e} trimestre de 1975. Cela est important car ces "chocs" se sont produits en grande partie pendant la même période. Les résultats portent à croire que les mesures de contrôle ont eu en gros le même effet sur la durée des contrats que l'incidence produite par une hausse de l'incertitude entourant l'inflation, de sa valeur minimale à sa valeur maximale. À cet égard, les mesures de contrôle paraissent avoir exercé une influence extrêmement forte sur la durée des conventions.

TABLEAU 17

SECTEUR PRIVÉ (4e TRIMESTRE 1966 - 3e TRIMESTRE 1981)

DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

(STATISTIQUE $|t|$ ENTRE PARENTHÈSE)

	Sans IVC; NBRE D'OBS = 3 756			Avec IVC; NBRE D'OBS = 1 177		
Constante	60,950	46,698	44,243	78,299	58,195	78,094
	(28,70)	(17,32)	(15,98)	(13,23)	(8,21)	(11,99)
η	0,652	0,647	0,623	0,719	0,710	0,746
	(45,57)	(45,61)	(44,70)	(24,77)	(24,69)	(27,47)
INCERT	-7,255	-4,401	-2,898	-9,742	-5,952	-8,070
	(18,60)	(8,58)	(5,39)	(9,28)	(4,64)	(6,99)
CAEPR1	2,346	2,194	2,888	0,509	1,007	2,896
	(2,46)	(2,30)	(2,97)	(0,24)	(0,48)	(1,53)
CAEPR2	2,609	2,769	2,837	3,644	3,177	1,950
	(3,01)	(3,20)	(3,23)	(2,87)	(2,49)	(1,69)
CAEPR3	2,004	1,887	1,662	4,361	4,416	2,740
	(5,56)	(5,24)	(4,48)	(5,90)	(5,96)	(4,00)
VACLI		-4,681	-6,120		-4,748	-4,480
		(8,42)	(10,53)		(5,00)	(5,30)
$\dot{W}$			-0,479			-0,666
			(12,98)			(11,98)
EMPS			-0,000			-0,000
			(1,26)			(1,48)
SEE	6,677	6,613	6,446	7,323	7,243	6,797
$\bar{R}^2$	0,277	0,291	0,326	0,210	0,227	0,319

TABLEAU 18

SECTEUR PUBLIC (4^e trimestre 1966 - 3^e trimestre 1981)

DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DES CONVENTIONS

(STATISTIQUE $|t|$ ENTRE PARENTHÈSES)

	Sans IVC; NBRE D'OBS = 2 906			Avec IVC; NBRE D'OBS = 289		
Constante	45,927	34,991	35,769	256,49	117,104	129,670
	(21,51)	(12,49)	(12,51)	(8,97)	(3,74)	(4,48)
η	0,716	0,719	0,686	0,451	0,455	0,484
	(40,49)	(40,87)	(39,59)	(11,18)	(11,99)	(13,59)
INCERT	-5,405	-3,258	-2,682	-40,793	-15,118	-15,821
	(13,88)	(6,17)	(4,96)	(8,12)	(2,68)	(3,09)
CAEPU1	-0,797	-1,015	-1,106	-0,491	-2,261	-3,265
	(1,97)	(2,52)	(2,70)	(0,24)	(1,15)	(1,89)
CAEPU2	4,064	3,848	4,843	0,439	0,454	-0,827
	(8,81)	(8,40)	(10,17)	(0,15)	(0,17)	(0,35)
CAEPU3	3,058	2,918	2,288			
	(5,86)	(5,64)	(4,25)			
CAEPU4	2,738	2,598	2,622			
	(4,64)	(4,44)	(4,32)			
VACLI		-2,587	-3,763		-19,648	-19,993
		(5,92)	(8,18)		(5,53)	(6,46)
$\dot{W}$			-0,346			-0,893
			(11,85)			(5,37)
EMPS			0,000			0,004
			(0,51)			(3,43)
SEE	5,608	5,575	5,420	7,140	6,714	6,191
$\bar{R}^2$	0,257	0,266	0,306	0,560	0,611	0,669

CHAPITRE SEPT

RÉSUMÉ ET IMPLICATIONS POUR LA POLITIQUE PUBLIQUE

Les pratiques canadiennes en matière de conventions salariales, pour comparables qu'elles soient à celles des États-Unis, diffèrent de ce qui est observé dans les autres pays sur au moins deux aspects. Les ententes salariales sont échelonnées et ont une durée relativement longue.

La durée des conventions salariales au Canada a augmenté, pour passer à la moyenne actuelle d'environ deux ans, au cours des années 1950. On peut relever des différences appréciables de durée des conventions selon les secteurs de l'économie. Dans le secteur public, les conventions sont plus courtes que dans le secteur privé et les ententes non indexées sont moins longues que les conventions indexées[61]. Dans chaque sous-secteur, par exemple les conventions non indexées du secteur privé, on observe une variation considérable de la durée des ententes salariales.

La hausse considérable de la durée des conventions qui s'est produite pendant les années 1950 a été attribuée[62] dans une large mesure à la vogue prise par les clauses d'IVC pendant cette période. Cependant, les deux études consacrées antérieurement à cette période n'excluaient pas la possibilité que toutes les conventions, y compris les contrats non indexés, aient vu leur durée augmenter. L'évolution de la durée des conventions avant 1966, date à laquelle commence notre échantillon, dépasse le cadre de cette étude. Il est cependant clair que, depuis cette date, toutes les conventions, y compris les contrats non indexés, se sont accompagnés de durées extrêmement variables. La durée des conventions a commencé à diminuer quelque peu au cours du début des années 1970, atteignant un bas plateau au milieu de cette décennie, avant de se redresser après 1978. L'un des principaux buts de cette étude était d'expliquer cette variation de la durée des conventions.

L'échantillon de conventions particulières analysées ici contient plus de 8 000 observations tirées de la période allant du 4e trimestre de 1966 au 3e trimestre de 1981. Ces observations ont été classées par numéro de dossier afin de produire 1 118 chronologies de deux conventions ou plus dans le secteur privé et de 636 dans le secteur public. Ces chronologies montrent qu'un très petit nombre de situations de négociation s'accompagnent à toutes les époques de la même durée de convention. La durée optimale des agents semble varier en fonction de la conjoncture économique et des circonstances; c'était précisément le but du chapitre six d'analyser ces facteurs.

Le modèle de régression spécifié au chapitre précédent permettait d'avoir une durée de convention différente selon les grandes catégories industrielles. Ces différences, qui peuvent provenir du fait que le coût de

---

61 Le lecteur se reportera, pour plus de détails, au tableau 8.

62 Voir Gorbet (1968) et Samlalsingh (1968).

conclusion des conventions est susceptible de varier selon les secteurs, sont apparues statistiquement significatives. La taille de l'unité de négociation ne semble pas exercer une influence sur la durée des contrats. Cependant, la hausse annuelle des rémunérations de base prévue dans chaque convention avait un effet négatif et statistiquement significatif sur la durée des conventions. On ne pouvait dire si cet effet était important en soi ou si cette variable reproduisait le comportement d'autres variables plus importantes telles que l'incertitude entourant l'inflation et l'instauration de la Commission de lutte contre l'inflation.

Il est apparu que ces dernières variables exerçaient une forte influence sur la durée des conventions et contribuaient à expliquer leur diminution au cours du milieu des années 1970. L'incertitude entourant l'inflation, qui a commencé à s'accroître après 1970, a toujours eu un signe négatif dans les équations de la durée des conventions et a toujours été statistiquement significative au niveau de 1 p. 100. On a constaté que, lorsque l'incertitude entourant l'inflation augmentait en passant de son plus faible (3^{e} trimestre de 1970) à son plus haut niveau (3^{e} trimestre de 1976), elle raccourcissait les conventions dans les divers sous-secteurs d'une durée allant de quatre à vingt-deux mois[63]. L'échantillon de conventions salariales étudié contenait des observations provenant de la période de contrôle allant du 4^{e} trimestre de 1975 au 3^{e} trimestre de 1978. Bien que comprise dans la période plus longue d'incertitude élevée qui était mentionnée précédemment, la période en question a été marquée par des conventions d'une durée sensiblement plus faible qu'avant et après la CLI. Au cours de cette période de contrôle des salaires, les conventions conclues dans les divers secteurs ont été nettement raccourcies, d'une période allant de cinq à vingt mois[64]. Ce résultat est aussi manifeste que celui relatif à l'incertitude entourant l'inflation, et relativement indépendant de ce dernier. Il ne fait aucun doute que les équations de régression permettent de différencier les deux influences distinctes qui s'exercent.

La conclusion à laquelle conduisent ces résultats est que les agents ne suivent pas les comportements habituels pour définir la durée des conventions. Parmi tous les agents ayant conclu au moins quatre conventions pendant toute la période de l'échantillon, 14,3 p. 100 seulement avaient signé des ententes de même durée. Dans la plupart des cas, la durée des conventions était une variable manifestement endogène, déterminée conjointement, sans aucun doute, avec d'autres variables importantes du marché du travail telles que les taux de rémunération et les avantages sociaux. Ces décisions peuvent être considérées comme optimales du point de vue des agents intéressés.

La structure économique qui en résulte présentera des caractéristiques qui peuvent être jugées ou non souhaitables du point de vue macroéconomique des responsables de la politique publique. La liberté complète donnée aux agents se traduit par une structure de conventions échelonnées de durée variable et un calendrier de négociation qui n'est pas régulier. L'échelonnement des conventions salariales fait que la réaction de

---

63 Pour plus de détails, voir les tableaux 17 et 18.

64 Pour plus de renseignements, voir les tableaux 17 et 18.

l'économie aux chocs, qu'ils soient aléatoires ou dus à la politique publique, est moins brutale qu'elle ne le serait si toutes les conventions entraient en vigueur et expiraient au même moment. La durée moyenne des conventions influe sur la période au cours de laquelle cette réaction se produira. Ainsi, dans une économie telle que celle du Japon, où les conventions ne se chevauchent pas comme au Canada et ont une courte durée moyenne, des chocs tels que la hausse des prix du pétrole en 1973 et en 1979 se répercuteraient dans le système économique de manière brutale et rapide. Au Canada, par contre, le processus a été beaucoup plus diffus et étalé sur une plus longue période. Les mérites respectifs des deux systèmes, du point de vue de la politique sociale, n'ont pas encore été étudiés.

Un autre aspect de cette constatation est que les initiatives de la politique de lutte contre l'inflation ne produiront pas de résultats rapides dans une économie telle que celle du Canada. L'échelonnement des conventions salariales, combiné à une longue durée moyenne des ententes, étale les effets de la politique publique sur une longue période. Ainsi, dans le modèle de Scarth (1982), une politique désinflationniste impose des coûts immédiats sous forme de chômage, avec une diminution du taux d'inflation qui n'est que progressive. Il faut toutefois se rappeler qu'une autre façon d'exprimer cette conséquence est que, en période de capacité excédentaire, une politique de relance produira une hausse du PNB bien avant que le taux d'inflation ne soit touché. Étant donné que les pouvoirs publics doivent se considérer comme étant "en affaires" pour une longue période, il ne faudrait pas se hâter de conclure qu'il faut adopter des mesures en vue de diminuer la durée moyenne des conventions (pour que les mesures désinflationnistes puissent avoir un effet plus rapide sur l'inflation à un coût plus faible en termes de chômage).

Il est clair que, en raison du caractère endogène de la durée des conventions, une intervention du gouvernement sur un aspect quelconque du marché du travail aura des répercussions dans les autres domaines. Ainsi, la surveillance exercée par la CLI sur les règlements salariaux a eu de toute évidence un effet sur la durée des conventions, ce qui n'était certainement pas prévu de manière explicite. Cet effet imprévu sur la durée des conventions a probablement été positif, dans la mesure où il a accéléré la réaction aux politiques monétaires de lutte contre l'inflation qui ont été instaurées à la même époque[65]. À cet égard, les mesures de contrôle des salaires ont fait sentir leur influence non seulement par leurs répercussions classiques sur les règlements salariaux, mais aussi par la structure du calendrier de négociation qu'elles ont contribué à mettre en place.

On entend souvent dire que le contrôle des salaires n'a guère de chance d'être efficace s'il ne s'accompagne pas d'une politique monétaire et fiscale allant dans le même sens. La nature précise de cette combinaison n'a jamais été explicitée de manière satisfaisante. Ce que la présente

---

65 Bien entendu, l'effet de la CLI sur la durée des conventions ne signifie pas que les ententes existantes aient été raccourcies ou réouvertes. Cela signifie toutefois que la nouvelle structure des conventions qui remplaçait graduellement l'ancienne devenait plus sensible aux mesures de lutte contre l'inflation qui étaient censées demeurer en vigueur pendant longtemps.

étude porte à croire, cependant, est que la réciproque est vraie. C'est-à-dire que, comme les mesures de contrôle semblent avoir raccourci la durée des conventions salariales, elles ont peut-être accéléré l'effet des mesures de lutte contre l'inflation. Cette influence est indépendante de l'effet que ces mesures ont pu avoir sur le processus de négociation et les règlements salariaux. La question de savoir si l'on devrait instaurer un contrôle des salaires pour accélérer la réaction de l'économie à la politique désinflationniste et les abolir pour freiner les tensions inflationnistes en période de relance est un sujet intéressant qui mérite une étude plus approfondie.

ANNEXE

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS

TABLEAU A1(i)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : FORESTERIE, PÊCHES ET PIÉGEAGE, CAE 031-049

(L2; Dossier #03100500101)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1968	9	24	1 635	NON	3:com. conc.	5
1970	9	24	1 585	NON	3:com. conc.	7
1972	9	24	525	NON	4:nég. p.c.	7
1974	9	24	505	OUI	5:méd.	6
1976	9*	24	500	OUI	5:méd.	6
1978	9	24	1 300	NON	5:méd.	7
1980	9	24	1 150	NON	2:ag. conc.	6

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(ii)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : MINES ET MOLETAGE; CAE 050-099

(L2; Dossier #06100200201)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1966	8	12	4 190	NON	1:nég.	3
1967	8	12	4 130	NON	1:nég.	3
1968	8	12	5 000	NON	1:nég.	7
1969	8	36	5 000	NON	1:nég.	7
1972	8	29	3 030	NON	1:nég.	10
1975	1	24	3 200	OUI	3:com. conc.	7
1977	1*	12	2 760	OUI	3:com. conc.	10
1979	1	24	3 090	NON	3:com. conc.	11

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(iii)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 100-153

(L3; Dossier #10290000103)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1970	8	36	1 000	NON	1:nég.	1
1973	10	23	1 000	NON	2:ag. nég.	6
1975	9*	16	2 300	NON	3:com. conc.	7
1977	1*	36	1 600	NON	4:nég. p.c.	9
1980	1	32	3 600	NON	11:ar. trav.	12

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(iv)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 154-249

(L7; Dossier #24400490201)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1969	8	36	12 500	NON	1:nég.	3
1972	8	36	10 420	NON	1:nég.	3
1976	1	36	12 000	OUI	1:nég.	3
1978	8	24	12 000	NON	2:ag. conc.	4
1980	8	36	11 000	OUI	1:nég.	5

TABLEAU A1(v)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 250-289

(L5; Dossier #27109401103)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1968	5	24	700	NON	2:ag. conc.	8
1970	5	36	835	NON	2:ag. conc.	8
1973	5	24	925	OUI	2:ag. conc.	9
1975	5*	36	640	OUI	11:ar. trav.	12
1978	5	24	2 415	NON	2:ag. conc.	6
1980	5	24	2 900	NON	1:nég.	6

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(vi)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 290-359

(L4; Dossier #29509400101)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1969	2	36	4 550	NON	1:nég.	4
1972	3	12	4 405	NON	2:ag. conc.	6
1973	8	33	5 015	NON	11:ar. trav.	8
1976	11*	35	5 015	NON	11:ar. trav.	10
1979	9	17	7 260	OUI	11:ar. trav.	7
1981	2	35	6 805	OUI	1:nég.	2

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(vii)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 360-399

(L1; Dossier #37800501001)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1968	8	23	1 750	NON	3:com. conc.	6
1970	7	14	1 750	NON	2:ag. conc.	5
1971	9	24	1 600	NON	2:ag. conc.	4
1973	10	29	1 550	NON	4:nég. p.c.	5
1976	3*	12	1 530	NON	11:ar. trav.	4
1977	3*	12	1 530	NON	5:méd.	4
1978	3*	12	1 550	NON	1:nég.	3
1979	3	24	1 530	NON	1:nég.	3
1981	3	24	1 600	NON	1:nég.	4

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(viii)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE, CAE 500-524

(L4; Dossier #50109000105)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1969	1	26	6 300	NON	11:ar. trav.	8
1971	3	25	6 200	NON	5:méd.	9
1973	3	24	6 990	NON	2:ag. conc.	7
1975	4	24	7 250	NON	1:nég.	4
1977	4*	12	7 250	NON	1:nég.	3
1980	3	24	7 990	NON	1:nég.	4

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(ix)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : ENTREPOSAGE, COMMUNICATION ET AUTRES SERVICES PUBLICS, CAE 524-599

(L2; Dossier #54409000203)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1967	12	12	10 000	NON	1:nég.	2
1968	12	12	9 105	NON	1:nég.	3
1969	11	12	9 655	NON	1:nég.	3
1970	11	12	9 655	NON	1:nég.	3
1971	12	12	10 350	NON	1:nég.	4
1972	12	12	10 575	NON	1:nég.	4
1973	12	12	11 240	NON	1:nég.	3
1974	11	12	12 730	NON	1:nég.	6
1975	12*	12	5 852	NON	1:nég.	5
1976	12*	12	6 946	NON	1:nég.	3
1977	12*	12	7 580	NON	1:nég.	4
1978	12	12	16 300	NON	1:nég.	2
1979	12	12	16 600	NON	1:nég.	5
1980	12	12	17 000	NON	1:nég.	3

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A1(x)

SECTEUR PRIVÉ

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : COMMERCE, FINANCE, ETC. ET SERVICES, CAE 600-899

(L2; Dossier #63100990101)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1967	4	24	3 400	NON	3:com. conc.	12
1969	4	24	3 200	NON	11:ar. trav.	6
1971	4	24	5 600	NON	2:ag. conc.	5
1973	4	24	6 800	NON	1:nég.	5
1975	4	23	3 600	NON	12:nég. p. ar.	9
1977	4	12	3 200	NON	1:nég.	4
1979	4	24	4 100	NON	1:nég.	8
1981	4	24	9 215	NON	2:ag. conc.	7

TABLEAU A2(i)

SECTEUR PUBLIC

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : ÉDUCATION, CAE 801-809

(L2; Dossier #80200290601)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1976	1*	17	11 500	NON	1:nég.	2
1977	6*	14	11 370	NON	1:nég.	3
1978	8	12	11 000	NON	1:nég.	3
1979	8	24	11 500	NON	2:ag. conc.	8
1981	8	24	11 500	NON	1:nég.	3

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A2(ii)

SECTEUR PUBLIC

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL, CAE 821-828

(L2; Dossier #82100905391)

Date d'effet		D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1970	1	24	5 000	NON	2:ag. conc.	4
1972	1	24	5 500	NON	6:com. méd.	7
1974	1	24	5 500	OUI	5:méd.	8
1976	1*	24	8 000	OUI	2:ag. conc.	15
1978	1*	24	8 000	NON	9:arb.	9
1980	1	27	12 500	NON	5:méd.	9

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A2(iii)

SECTEUR PUBLIC

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : ADMINISTRATION FÉDÉRALE, CAE 902-909

(L1; Dossier #90909000233)

Date d'effet	D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1969 10	12	32 670	NON	1:nég.	3
1970 10	34	31 770	NON	9:arb.	13
1973 7	28	46 525	NON	5:méd.	9
1976 3*	12	46 260	NON	1:nég.	6
1977 2*	12	46 780	NON	1:nég.	6
1978 9	24	52 620	NON	4:nég. p.c.	11
1980 10	24	48 870	NON	11:ar. trav.	14

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A2(iv)

SECTEUR PUBLIC

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : ADMINISTRATION PROVINCIALE, CAE 931

(L7; Dossier #93100700101)

Date d'effet	D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1967 10	24	5 000	NON	1:nég.	7
1969 10	24	5 000	NON	3:com. conc.	8
1971 10	24	5 400	NON	1:nég.	2
1973 10	24	6 500	NON	1:nég.	6
1975 10*	12	8 000	NON	1:nég.	8
1976 10*	12	15 500	NON	1:nég.	11
1979 10	24	12 000	OUI	4:nég. p.c.	10

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

TABLEAU A2(v)

SECTEUR PUBLIC

CHRONOLOGIE DES CONVENTIONS : ADMINISTRATION LOCALE, CAE 951

(L1; Dossier #95100400201)

Date d'effet	D (mois)	Employés	IVC	Stade de règlement	Durée des négociations (mois)
1966 12	12	5 300	NON	11:ar. trav.	5
1967 12	25	6 000	NON	1:nég.	3
1970 1	24	7 500	NON	2:ag. conc.	4
1972 1	24	8 000	NON	11:ar. trav.	8
1974 1*	24	8 000	NON	2:ag. conc.	7
1976 1*	12	7 000	NON	2:ag. conc.	7
1977 1*	12	8 000	NON	2:ag. conc.	10
1980 1	24	5 600	OUI	13:autre	12

*Indique une convention conclue pendant la période d'activité de la CLI.

BIBLIOGRAPHIE

Akerlof, G.A. et H. Miyazaki (1980), "The Implicit Contract Theory of Unemployment meets the Wage Bill Argument", Review of Economic Studies, XLVII, pp. 321-338.

Barro, R.J. (1977), "Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, 3, pp. 305-316.

Blinder, A.S. (1978), "Indexing the Economy Through Financial Intermediation" dans Stablization of the Domestic and International Economy, K. Brunner et A. Meltzer, North-Holland pp. 69-105.

Canzoneri, M.B. (1980) "Labor Contracts and Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, 6, pp. 241-256.

Christofides, L.N. and D.A. Wilton (1979), Étude des effets sur les taux de salaire de base négociés du contrôle des salaires au Canada (1975:3-1978:2) (Ottawa, Ministère des Approvisionnement et Services).

Christofides, L.N., R. Swidinsky et D.A. Wilton (1980a), "A Microeconometric Analysis of the Canadian Wage Determination Process", Economica, 47, pp. 165-178.

_____ (1980b), "A Microeconometric Analysis of Spillovers within the Canadian Wage Determination Process", The Review of Economics and Statistics, LXII, pp. 213-221.

Christofides, L.N. and D.A. Wilton (1982), "The Determinants of Contract Length", Journal of Monetary Economics, 12, pp. 309-319.

Cousineau, J.M., R. Lacroix et D. Bilodeau (1980), "The Determinants of Escalator Clauses in Collective Agreements", Université de Montréal, cahier 8049.

Crowley, R.W. (1981), "Income Control Policies and Industrial Relations in Canada", Canadian Public Policy, 7, pp. 534-549.

Fischer, S. (1977), "Long Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy: A Comment", Journal of Monetary Economics, 3, pp. 317-324.

_____ (1977), "Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, 85, pp. 191-205.

Fortin, P. (1982), "Against the Money Game and Excessive Demand Restraint: A Middle of the Road Policy Alternative for Employment and Price Stability", document présenté à l'Association canadienne de l'économique, Ottawa, 4 juin 1982.

Freedman, A. (1982), "A Fundamental Change in Collective Bargaining", Challenge, Juillet-août, pp. 14-17.

Garbarino, J.W. (1962). "Bargaining Strategy and the Form of the Contracts", Industrial Relations, Vol. 1, n° 2, février.

Gorbet, F. (1968), The Duration of Collective Agreements, étude préparée pour le groupe de travail sur les relations ouvrières.

Gray, J.A. (1976), "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach", Journal of Monetary Economics, 2, pp. 221-325.

_____ (1978) "On Indexation and Contract Length", Journal of Political Economy, 86, pp. 1-18.

Jacoby, S.M. et D.J.B. Mitchell (1983), "Are Long-duration Contracts Insurance Against Strikes?", Monthly Labour Review, pp. 28-29.

Japon, Labor Unions and Labor-Management Relations (1979), statistiques japonaises de relations industrielles (Institut japonais du travail).

Macdonald, R.M. (1967), "Collective Bargaining in the Post War Period", Industrial and Labour Relations Review, juillet.

Marcil, A.R. (1975), "Les clauses d'indemnité de vie chère et les principaux accords salariaux conclus en 1974", Revue de la Banque du Canada, avril, pp.13-23.

McCallum, B.T. (1980), "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy", Journal of Money Credit and Banking, pp. 716-746.

Michaud, S. et J.C. Roy (1981), Grands accords salariaux comportant une clause d'indexation, Travail Canada, document de travail.

Molyneaux, D.J. (1980), "Unemployment, Industrial Production and Inflation Uncertainty in the U.S.", The Review of Economics and Statistics, 67, pp. 163-169.

Mitchell, D. (1982) "Gain-Sharing: An Anti Inflation Reform", Challenge, Juillet-Août, pp. 18-25.

Pencavel, J. (1982), "The Effects of Incomes Policies on the Frequency and Size of Wage Changes", Economica, 49, (mai), pp. 147-159.

Prachowny, M.F.A. (1980), "Les effets de l'indexation des salaires sur le rendement macroéconomique d'une petite économie ouverte, Travail Canada, document de travail.

Riddell, W.C. (1979), "The Empirical Foundations of the Phillips Curve: Evidence from Canadian wage Contract Data", Econometrica, 47, pp. 1-24.

Samlalsingh, R.S. (1968), The Duration of Collective Agreements, étude préparée pour le groupe de travail sur les relations ouvrières.

Sargent, T.J. (1971), "A Note on the Accelerationist Controversy", Journal of Money, Credit and Banking, 3, pp. 721-725.

Scarth, W.M. (1982), "An Evaluation of Tax-Based Incomes Policies", dans Tax-Based Incomes Policies, M. Walker (Fraser Institute).

Shavell, S. (1976), "Sharing Risks of Deferred Payment", Journal of Political Economy, 84, pp. 161-168.

Taylor, J. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", American Economic Review, Paper and Proceedings, pp. 108-113.

U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Bulletins 1784, 1822, 1888, 1957, 2013, 2065, et 2095.